Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada

Recherche, politiques et pratiques

Volume 36 · numéro 3 · mars 2016

Dans ce volume

51 Corrélats de la violence entre conjoints et en milieu familial chez les Canadiens âgés : une approche fondée sur les parcours de vie

62 Estimation de l'exhaustivité des données de facturation des médecins pour la détermination des cas de diabète au moyen des données sur les médicaments d'ordonnance

70 Remerciements à nos évaluateurs de 2015

71 Autres publications de l'ASPC

Promouvoir et protéger la santé des Canadiens grâce au leadership, aux partenariats, à l'innovation et aux interventions en matière de santé publique.
— Agence de la santé publique du Canada

Publication autorisée par le ministre de la Santé.
© Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2016

ISSN 2368-7398
Pub. 150135

Journal_HPCDP-Revue_PSPMC@phac-aspc.gc.ca

Also available in English under the title: *Health Promotion and Chronic Disease Prevention in Canada: Research, Policy and Practice*

Les lignes directrices pour la présentation de manuscrits à la revue ainsi que les renseignements sur les types d'articles sont disponibles à la page :
http://www.phac-aspc.gc.ca/publicat/hpcdp-pspmc/autinfo-fra.php

Indexée dans Index Medicus/MEDLINE, SciSearch® et Journal Citation Reports/Science Edition

Agence de la santé publique du Canada | Public Health Agency of Canada

Canada

Corrélats de la violence entre conjoints et en milieu familial chez les Canadiens âgés : une approche fondée sur les parcours de vie

M. Miszkurka, Ph. D. (1, 2); C. Steensma, M. Sc. (1, 2); S. P. Phillips, M. D. (3)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction: La connaissance des corrélats personnels et interpersonnels de la violence chez les aînés canadiens est limitée. Cette étude établit les corrélats de la violence actuelle et passée infligée par un conjoint ou un membre de la famille chez les aînés canadiens résidant dans la collectivité, en tenant compte des conditions défavorables dans l'enfance.

Méthodologie: Nous avons procédé à une analyse de régression logistique des données de base d'une étude longitudinale sur des personnes de 65 à 74 ans résidant dans la collectivité à Kingston (Ontario) et à Saint-Hyacinthe (Québec). La violence familiale a été mesurée avec l'outil d'évaluation du risque Frapper-Insulter-Menacer-Crier (FIMC) (Hurt-Insult-Threaten-Scream, HITS). Les rapports de cotes (RC) ont été établis avec un intervalle de confiance (IC) à 95 %.

Résultats: Dix-huit pour cent des sujets de l'échantillon ont déclaré subir de la violence de nature psychologique. Les femmes présentaient un risque plus élevé que les hommes de subir ou d'avoir subi de la violence de la part d'un membre de leur famille (violence actuelle : RC ajusté = 1,83; IC à 95 % : 1,02 à 3,30) et de la part d'un conjoint au cours de leur vie (RC ajusté = 2,48; IC à 95 % : 1,40 à 4,37). Les facteurs de risque accumulés au cours de la vie associés systématiquement à la violence actuelle et passée sont d'avoir été témoin de violence domestique dans l'enfance (violence au cours de la vie infligée par un membre de la famille : RC ajusté = 9,46; IC à 95 % : 5,11 à 17,52) ainsi que des relations de mauvaise qualité avec le conjoint, la famille et les amis.

Conclusion: Notre recherche documente les conséquences à long terme de conditions défavorables dans l'enfance sur la violence conjugale et familiale au Canada. Nos résultats isolent certains facteurs évitables associés à la violence psychologique actuelle et passée chez les personnes âgées résidant dans la collectivité au Canada.

Mots-clés : violence interpersonnelle, personnes âgées, parcours de vie, adversité.

Points saillants

- Savoir ce qui conduit à la maltraitance envers les aînés peut aider à développer des programmes cernant, prévenant et réduisant la violence. Cela va être de plus en plus nécessaire avec le vieillissement de la population canadienne.
- Parmi les aînés de 65 à 74 ans vivant dans la collectivité, 9,6 % ont déclaré avoir subi de la violence de la part d'un membre de leur famille et 18 % de la violence psychologique de la part de leur conjoint au cours des six derniers mois.
- Davantage de femmes que d'hommes ont déclaré avoir subi de la violence physique ou psychologique de la part de leur conjoint ou d'un membre de leur famille.
- Les personnes ayant été témoin de violence domestique durant leur enfance ou ayant de mauvaises relations avec leur conjoint, leur famille et leurs amis sont davantage susceptibles de subir ou d'avoir subi de la violence au cours de leur vie.
- Les mesures de prévention devraient tenter de briser le cycle de la violence à ses premières étapes.

Introduction

Selon la définition de l'Organisation mondiale de la santé, la violence englobe toutes les formes de maltraitance physique et psychologique qui imposent un fardeau aux personnes, aux familles et aux collectivités[1]. Ses formes courantes, outre la violence physique, sont la négligence, la violence verbale et l'exploitation financière[2] et, dans le cas de la violence conjugale, la violence psychologique[3]. Les personnes âgées sont davantage susceptibles de subir de la violence conjugale et familiale. Près de 7 % des aînés canadiens ne vivant pas en institution déclarent avoir subi une forme de maltraitance[4]. La violence a des conséquences graves sur la santé des personnes âgées et elle constitue un problème de santé publique pour les collectivités.

La violence interpersonnelle dépend du développement de la personne, de ses relations familiales et du soutien reçu et elle a des conséquences négatives sur ces

Rattachement des auteurs :

1. Direction générale de la promotion de la santé et de la prévention des maladies chroniques, Agence de la santé publique du Canada, Montréal (Québec), Canada
2. Département de médecine sociale et préventive, Université de Montréal, Montréal (Québec), Canada
3. Faculté de médecine, Université Queen's, Kingston (Ontario), Canada

Correspondance: Malgorzata Miszkurka, 200, boul. René-Lévesque Ouest, Tour Est, Bureau 1102, Montréal (Québec) H2Z 1X4; tél. : 514-283-4081; téléc. 514-496-7012; courriel : malgorata.goshia.miszkurka@phac-aspc.gc.ca

éléments[5]. Les caractéristiques associées à la santé et à l'âge, notamment le déficit cognitif, les maladies chroniques et le besoin d'aide pour accomplir les activités de la vie quotidienne sont d'importants prédicteurs de maltraitance, ce qui est également le cas des problèmes interpersonnels, en particulier des conflits avec des membres de la famille et des amis[6]. Les femmes présentent un risque plus élevé d'être victimes de violence de la part d'un conjoint, celles vivant avec un handicap courant un risque particulièrement élevé de violence grave[7].

L'exposition à la violence dans l'enfance peut conduire à un mauvais état de santé, à une dépendance à l'alcool et à de la violence conjugale[8]. De même, le fait d'avoir vécu des expériences de violence au cours de sa vie est associé à un faible bien-être mental et physique[9] et peut constituer un prédicteur du fait de subir des agressions[10]. Pourtant, peu d'études sur la violence envers les personnes âgées ont adopté une approche fondée sur le parcours de vie, qui suppose qu'une exposition précoce à des conditions défavorables ou à la violence soit un prédicteur de violence chez les personnes âgées. De plus, il y a une lacune d'études originales sur les corrélats de la violence chez les Canadiens âgés en général ainsi que d'analyses comparatives examinant la violence interpersonnelle infligée par un conjoint ou un membre de la famille, en particulier chez les personnes âgées. Ce type d'information peut pourtant contribuer à l'élaboration de politiques et de mesures visant à cerner, prévenir et réduire la violence chez les personnes âgées, ce qui va être de plus en plus nécessaire avec le vieillissement de la population canadienne.

Notre étude examine les corrélats à la fois personnels (comportement, santé et facteurs socioéconomiques) et interpersonnels (relations avec le conjoint et les membres de la famille) de la violence physique et psychologique passée et actuelle subie par les aînés canadiens, en tenant compte des conséquences à long terme des conditions défavorables vécues dans l'enfance.

Méthodologie

Nous avons analysé les données de base (2012) des deux sites Internet canadiens de l'Étude internationale sur la mobilité au cours du vieillissement (IMIAS) qui porte sur des personnes de 65 à 74 ans résidant dans la collectivité. Les participants ont été invités à participer à l'IMIAS par une lettre de leur médecin de famille. Environ 30 % de ceux qui ont reçu un courrier ont communiqué avec l'équipe de chercheurs soit de Kingston en Ontario (398 personnes; 186 hommes et 212 femmes) soit de Saint-Hyacinthe au Québec (401 personnes; 191 hommes et 210 femmes). Le taux de participation à la suite de ce premier contact a été de 95 %. Les participants présentant un risque élevé d'être atteint de démence à la suite d'un test standardisé ont été exclus. Tous les modules du questionnaire ont été validés et traduits en français. La formation de l'enquêteur et les directives du protocole étaient identiques pour les deux sites.

Nous avons obtenu les approbations déontologiques de l'Université Queen's et de l'Université de Montréal.

Mesures

Variable réponse : Nous avons évalué la violence familiale au moyen de l'outil d'évaluation du risque Frapper-Insulter-Menacer-Crier (FIMC) qui a d'abord été validé auprès d'échantillons de femmes et d'hommes[11]. On a demandé aux participants si, au cours de leur vie ou des six derniers mois, un conjoint ou un membre de leur famille avait crié sur eux, les avait menacés, insultés, dénigrés ou blessés physiquement. On a traité séparément les réponses sur la violence physique et psychologique actuelle et passée et selon l'auteur des actes de violence (conjoint ou membre de la famille). Pour cette étude, des catégories dichotomiques de réponse ont été créées comme suit : ont été codées « oui » les réponses « parfois », « assez souvent » et « fréquemment » pour la violence physique et les réponses « assez souvent » et « fréquemment » pour la violence psychologique. À partir de là, quatre regroupements ont été faits : violence psychologique actuelle exercée par un conjoint, violence psychologique actuelle exercée par un membre de la famille et (en combinant violence physique passée et violence psychologique passée) violence au cours de la vie infligée par un conjoint et violence au cours de la vie infligée par un membre de la famille.

Caractéristiques individuelles. Les caractéristiques sociodémographiques étaient l'âge, le statut vis-à-vis de l'immigration, l'état matrimonial, le sexe, le niveau de scolarité, la profession, le revenu annuel et la suffisance du revenu pour les besoins de base déclarée par le participant. Deux mesures de l'état de santé ont été utilisées : l'indice de masse corporelle (IMC) et le nombre cumulatif moyen de maladies chroniques importantes (hypertension artérielle, arthrite, ostéoporose, maladie pulmonaire, cancer, maladie du cœur, maladie cérébrovasculaire et diabète). On a identifié, grâce à un indicateur des activités de la vie quotidienne, les personnes incapables de prendre un bain, de s'habiller, d'assurer leur hygiène personnelle, de se déplacer ou de s'alimenter sans aide[12]. Le questionnaire Nagi a été utilisé pour quantifier les limitations auto-évaluées de mobilité[13] et l'Échelle de confiance dans la capacité d'éviter les chutes (Falls Efficacy Scale International ou FES-I) a permis de calculer le nombre de chutes au cours des douze derniers mois[14]. Les comportements liés à la santé ont été mesurés par la consommation d'alcool, le tabagisme et l'IMC.

Caractéristiques interpersonnelles. Les données de l'IMIAS fournissent les conditions de logement (vivre seul, avec conjoint seulement, avec des enfants et/ou un conjoint et/ou d'autres personnes). Nous avons défini une cote d'activités sociales fondée sur la fréquentation de centres communautaires ou de loisirs, d'associations de personnes âgées, de magasins ou centres commerciaux et sur la participation à des activités religieuses au cours des douze derniers mois, et nous avons quantifié la qualité des relations à partir de la satisfaction des relations avec les amis et la famille. Une cote de qualité de l'union a synthétisé les réponses sur le sentiment d'être aimé et apprécié de son conjoint, d'être écouté par lui et de compter pour lui.

Expériences de vie difficiles. L'IMIAS évalue les expériences difficiles vécues au cours des 15 premières années de vie en se basant sur l'Étude sur la santé, le bien-être

et le vieillissement (Survey on Health, Well-Being and Aging, SABE)[15]. Nous avons utilisé des mesures de la pauvreté, de la faim, du chômage prolongé d'un parent, du fait d'avoir été témoin de violence domestique, d'abus d'alcool ou de drogue par un parent et du divorce des parents durant l'enfance.

Analyses statistiques

La sélection des facteurs potentiels associés à la violence chez les aînés a été orientée par un cadre d'environnement global pour la prévention de la violence[16] qui tient compte de l'influence réciproque complexe des facteurs individuels, relationnels, collectifs et sociétaux. La catégorisation de certaines variables peut différer légèrement entre les modèles, car les catégories, nombreuses, ont parfois été regroupées.

Nous avons utilisé le test de Student et le test du chi carré pour étudier les différences entre les hommes et les femmes dans la répartition des caractéristiques personnelles et interpersonnelles et celles de la violence. Afin de vérifier la pertinence de la prise en compte des expériences de violence au cours de la vie, nous avons créé un tableau croisé de la violence actuelle et passée pour voir quelle proportion de l'échantillon déclarait subir ou avoir subi de la violence. Nous avons utilisé une analyse de régression linéaire pour confirmer l'existence d'une colinéarité entre les variables indépendantes, en faisant une requête de colinéarité pour chaque modèle de régression multiple. L'élaboration du modèle s'est faite en quatre étapes principales. D'abord, des analyses de régression logistique bivariée ont été réalisées afin de vérifier les associations entre les variables indépendantes personnelles et chacune des quatre catégories de violence. Les variables associées à la violence ($p < 0,05$) ont ensuite été intégrées aux modèles multivariés. On a tenu compte de l'âge en tant que covariable, mais on ne l'a intégré ni aux modèles bivariés ni aux multivariés, étant donné qu'il exerce peu d'influence sur eux et présente un faible intérêt dans le contexte de la population à l'étude, en raison du faible écart d'âge. Nous avons élaboré trois modèles de régression logistique multivariés pour chacune des quatre catégories de violence. Le premier modèle incluait toutes les caractéristiques personnelles et interpersonnelles. Les variables associées aux expériences de violence au cours de la vie ont ensuite été intégrées progressivement au deuxième modèle, puis les indicateurs de conditions défavorables durant l'enfance ont été intégrés au troisième modèle. Afin d'examiner les différences entre les expériences de violence vécues par les hommes et celles vécues par les femmes, nous avons ajouté à chaque modèle des termes d'interaction entre le sexe et les facteurs sélectionnés pour connaître leur importance statistique : nous n'avons constaté aucune interaction importante. Tous les modèles ont été ajustés en fonction du lieu de naissance, du revenu annuel, du niveau de scolarité et de la profession. On a considéré les résultats comme statistiquement significatifs si la valeur p était inférieure à 0,05. On a calculé les rapports de cotes (RC) et les rapports de cotes ajustés (RCA) avec des intervalles de confiance (IC) établis à 95 %. Les analyses ont été effectuées à l'aide de la version 21 de SPSS (IBM, Chicago, Illinois, É.-U.).

Résultats

Les différences entre les sexes dans les caractéristiques et les conditions de vie des participants canadiens à l'IMIAS sont présentées dans le tableau 1.

Au total, 18 % des participants ont déclaré avoir été victimes de violence de la part d'un conjoint au cours des six derniers mois (tableau 2). On ne constate aucune différence entre les sexes dans les déclarations de violence récente de la part d'un conjoint. Cependant, un plus grand nombre de femmes que d'hommes ont déclaré avoir subi au cours de leur vie de la violence conjugale psychologique (16,6 % contre 10,3 %, $p < 0,01$) et physique (7,1 % contre 0,8 %, $p < 0,0001$). La violence psychologique passée exercée par un membre de la famille était plus de deux fois plus fréquente chez les femmes que chez les hommes (12,1 % contre 4,8 %, $p < 0,0001$).

Les tableaux 3 à 6 présentent les associations non ajustées et ajustées pour chacune des quatre catégories de violence : violence psychologique actuelle exercée par un conjoint, violence passée infligée par un conjoint, violence psychologique actuelle exercée par un membre de la famille et violence passée infligée par un membre de la famille.

Violence psychologique actuelle exercée par un conjoint

Des difficultés importantes à parcourir 400 mètres, avoir fait au moins deux chutes au cours des douze derniers mois et une consommation quotidienne d'alcool sont des variables étroitement associées à la violence psychologique exercée par un conjoint au cours des six derniers mois (tableau 3). Une expérience de violence passée de la part d'un conjoint et avoir été témoin de violence domestique durant l'enfance sont aussi des variables étroitement liées à la violence psychologique actuelle exercée par un conjoint. À l'opposé, le fait de vivre seul avec un conjoint (et non avec des enfants ou d'autres personnes) semble être un facteur de protection, de même que des relations de grande qualité.

Dans les modèles multivariés, tous les corrélats demeurent associés de manière indépendante à la variable réponse, à l'exception des chutes. L'expérience de violence passée de la part d'un conjoint et les difficultés à marcher sont les corrélats indépendants les plus importants de la violence psychologique actuelle exercée par un conjoint. Les personnes ayant déclaré avoir été victimes de violence de la part d'un conjoint au cours de leur vie étaient plus de cinq fois plus susceptibles d'avoir subi de la violence psychologique de la part de leur conjoint au cours des six derniers mois (RCA = 5,29; IC à 95 % : 2,71 à 10,33). Les personnes ayant des difficultés à parcourir 400 mètres sont cinq fois plus susceptibles de subir de la violence actuelle de la part d'un conjoint (RCA = 5,00; IC à 95 % : 1,53 à 16,29) que celles qui n'ont aucune limitation de mobilité. L'expérience de violence passée infligée par un conjoint n'a qu'une faible valeur explicative par rapport au lien entre consommation importante d'alcool et violence psychologique actuelle exercée par un conjoint. L'ajout du fait d'avoir été témoin de violence domestique durant l'enfance modifie peu les autres associations mais demeure un facteur important en soi.

TABLEAU 1
Répartition des caractéristiques individuelles et interpersonnelles selon le sexe

Caractéristiques	Pourcentage (n) Ensemble (n = 799)	Hommes (n = 377)	Femmes (n = 422)	Valeur *p*
Personnelles				
État matrimonial				
Célibataire (jamais marié)	4,6 % (37)	3,2 % (12)	5,9 % (25)	0,000
Marié/conjoint de fait	66,1 % (528)	77,5 % (292)	55,9 % (236)	
Veuf ou veuve	10,6 % (85)	4,2 % (16)	16,4 % (69)	
Séparé/divorcé	18,6 % (149)	15,1 % (57)	21,8 % (92)	
Revenu considéré comme				
Insuffisant	6,4 % (51)	4,0 % (15)	8,5 % (36)	0,009
Convenable	41,1 % (328)	39,3 % (148)	42,7 % (180)	
Suffisant	52,6 % (420)	56,8 % (214)	48,8 % (206)	
Maladies chroniques (nombre moyen)	1,79	1,65	1,92	0,004
Difficulté à parcourir 400 mètres	14,3 % (114)	11,5 % (43)	16,9 % (71)	0,056
Chute durant la dernière année	30,5 % (244)	28,6 % (108)	32,2 % (136)	0,154
Activités de la vie quotidienne : au moins une limitation	19,3 % (154)	16,2 % (61)	22,0 % (93)	0,087
Consommation d'alcool				
Aucune	22,2 % (177)	16,8 % (63)	27,1 % (114)	0,000
Moins d'une fois par semaine	29,4 % (234)	24,5 % (92)	33,6 % (142)	
Hebdomadaire	45,3 % (361)	53,5 % (201)	38,0 % (160)	
Quotidienne	3,1 % (25)	5,3 % (20)	1,2 % (5)	
Importance de la consommation d'alcool (nombre moyen de consommations/occasion)	3,58	4,08	3,13	0,000
Fumeur	7,3 % (58)	7,7 % (29)	6,9 % (29)	0,661
Indice de masse corporelle				
Poids insuffisant	2,8 % (22)	1,3 % (5)	4,0 % (17)	0,016
Normal	28,2 % (225)	24,9 % (94)	31,0 % (131)	
Embonpoint	31,4 % (251)	34,2 % (129)	28,9 % (122)	
Obésité	37,7 % (301)	39,5 % (149)	36,0 % (152)	
Conditions défavorables dans l'enfance				
Pauvreté	27,8 % (222)	29,4 % (111)	26,3 % (111)	0,181
Faim	5,0 % (40)	4,8 % (18)	5,2 % (22)	0,453
Parents au chômage	8,4 % (67)	9,3 % (35)	7,6 % (32)	0,443
Divorce des parents	3,4 % (27)	3,2 % (12)	3,6 % (15)	0,846
Toxicomanie parentale	14, 6 % (117)	13,0 % (49)	16,1 % (68)	0,230
Témoin de violence domestique	13,5 % (108)	9,3 % (35)	17,3 % (73)	0,001
Relations interpersonnelles				
Contexte de vie				
Vit seul	28,9 % (231)	17,5 % (66)	39,1 % (165)	0,000
Avec conjoint	55,4 % (443)	58,9 % (222)	52,4 % (221)	
Avec conjoint et enfant	12,5 % (100)	21,5 % (81)	4,5 % (19)	
Avec enfant	1,8 % (14)	0,5 % (2)	2,8 % (12)	
Avec d'autres personnes	1,4 % (11)	1,6 % (6)	1,2 % (5)	
Relations interpersonnelles (moyenne)	12,06	12,28	11,90	0,039
Cote de qualité de l'union (moyenne)	17,73	18,05	17,33	0,006
Cote d'activités sociales (moyenne)	5,18	4,99	5,35	0,035

TABLEAU 2
Répartition de la violence physique et psychologique actuelle et passée, selon le sexe

Forme de violence physique et psychologique	Pourcentage (n)			Valeur *p*
	Ensemble n = 799	Hommes n = 377	Femmes n = 422	
1 épisode au moins de violence vécu au cours des six derniers mois				
Violence psychologique exercée par un conjoint (n = 533 ayant un conjoint)	18,0 % (96)	18,2 % (54[a])	17,8 % (42[b])	0,1
Violence physique infligée par un conjoint (n = 533 ayant un conjoint)	0,4 % (1)	0,6 % (1[a])	0 % (0[b])	—
Violence psychologique exercée par un membre de la famille	9,6 % (77)	7,2 % (27)	11,8 % (50)	0,030
Violence physique infligée par un membre de la famille	0,4 % (3)	0,8 % (3)	0 % (0)	—
1 épisode au moins de violence vécu au cours de la vie				
Violence psychologique exercée par un conjoint (assez souvent ou fréquemment)	13,6 % (109)	10,3 % (39)	16,6 % (70)	0,010
Violence physique infligée par un conjoint (parfois, assez souvent ou fréquemment)	4,1 % (33)	0,8 % (3)	7,1 % (30)	0,000
Violence psychologique exercée par un membre de la famille (assez souvent ou fréquemment)	8,6 % (69)	4,8 % (18)	12,1 % (51)	0,000
Violence physique infligée par un membre de la famille (parfois, assez souvent ou fréquemment)	6,4 % (51)	5,0 % (19)	7,6 % (32)	0,150

Remarque : Les proportions concernant la violence physique et psychologique exercée par un conjoint au cours des six derniers mois sont calculées pour les personnes ayant indiqué avoir un conjoint, soit 533 ([a]hommes = 297; [b]femmes = 236).

Violence au cours de la vie infligée par un conjoint

Le fait d'être une femme, une consommation quotidienne d'alcool, l'obésité, vivre avec des enfants, des difficultés en lien avec la mobilité ou l'accomplissement des activités de la vie quotidienne, des chutes, une consommation excessive d'alcool ou de drogue par un parent et le divorce des parents durant l'enfance sont toutes des variables associées de manière indépendante à la violence infligée par un conjoint au cours de la vie ainsi qu'à des mauvais traitements infligés dans le passé par un membre de la famille (RC = 4,16; IC à 95 % : 2,52 à 6,85) (tableau 4).

Dans les analyses multivariées, le sexe, une consommation quotidienne d'alcool (RCA = 6,83; IC à 95 % : 2,30 à 20,23), l'obésité, une expérience de violence infligée par un membre de la famille ou le divorce des parents durant l'enfance demeurent des variables associées de manière indépendante à la violence exercée par un conjoint au cours de la vie. Une expérience de violence psychologique passée exercée par un membre de la famille semble expliquer en partie l'association entre une consommation quotidienne d'alcool et la violence infligée par un conjoint au cours de la vie (voir la différence entre les modèles multivariés 1 et 2). Les expériences négatives vécues durant l'enfance (divorce des parents ou consommation par eux d'alcool ou de drogues) expliquent aussi en partie l'association entre la violence passée infligée par un membre de la famille et la violence infligée par un conjoint au cours de la vie (voir la différence entre les modèles multivariés 2 et 3).

Violence psychologique actuelle exercée par un membre de la famille

Les corrélats personnels à la violence psychologique exercée par un membre de la famille au cours des six derniers mois

TABLEAU 3
Rapports de cotes dans les modèles bivariés et multivariés pour les facteurs personnels et interpersonnels ayant une corrélation avec la violence psychologique actuelle exercée par un conjoint

	Rapport de cotes (intervalle de confiance à 95 %)			
	Modèles bivariés (non ajustés)	Modèle 1 multivarié ajusté	Modèle 2 multivarié ajusté	Modèle 3 multivarié ajusté
Vit avec conjoint et enfants ou autres personnes	1,82** (1,09 à 3,03)	2,13** (1,21 à 3,76)	2,16** (1,19 à 3,86)	2,07** (1,14 à 3,76)
Qualité de l'union	0,88** (0,83 à 0,94)	0,83** (0,77 à 0,90)	0,84** (0,77 à 0,91)	0,84** (0,78 à 0,91)
Consommation quotidienne d'alcool	2,35* (1,13 à 4,88)	2,65* (1,14 à 6,20)	2,63* (1,10 à 6,31)	2,25** (1,07 à 6,15)
Difficulté à parcourir 400 mètres	4,13** (1,46 à 11,7)	5,45** (1,81 à 16,38)	5,01** (1,56 à 16,09)	5,00** (1,53 à 16,29)
Au moins deux chutes au cours des 12 derniers mois	2,02* (1,05 à 3,90)	1,25* (0,66 à 2,38)	1,67 (0,79 à 3,47)	1,71 (0,82 à 3,60)
Violence au cours de la vie exercée par un conjoint	5,87** (3,22 à 10,70)		5,36** (2,76 à 10,38)	5,29** (2,71 à 10,33)
Témoin de violence domestique dans l'enfance	2,06* (1,13 à 3,75)			2,10* (1,06 à 4,17)

Remarques : Les catégories de référence sont les suivantes : vit avec son conjoint seulement, aucune difficulté à parcourir 400 mètres, aucune consommation d'alcool, aucune chute au cours des douze derniers mois, aucune violence conjugale passée, n'a pas été témoin de violence domestique dans l'enfance. Le premier modèle multivarié intègre de nombreuses caractéristiques sociodémographiques et établit une corrélation entre l'état de santé et le comportement lié à la santé. Le deuxième modèle est basé sur le modèle 1 avec ajout de la violence au cours de la vie infligée par un conjoint ou un membre de la famille. Le troisième modèle est basé sur le modèle 2 avec ajout des conditions défavorables durant l'enfance. Tous les modèles multivariés ont été ajustés pour tenir compte du statut vis-à-vis de l'immigration (né à l'extérieur du Canada), du niveau de scolarité, de la profession et du revenu.

*$p < 0,05$; **$p < 0,01$.

TABLEAU 4
Rapports de cotes dans les modèles bivariés et multivariés pour les facteurs personnels et interpersonnels ayant une corrélation avec la violence au cours de la vie infligée par un conjoint

	Rapport de cotes (intervalle de confiance à 95 %)			
	Modèles bivariés (non ajustés)	Modèle 1 multivarié ajusté	Modèle 2 multivarié ajusté	Modèle 3 multivarié ajusté
Femme	1,67* (1,10 à 2,54)	2,61** (1,49 à 4,53)	2,42** (1,38 à 4,25)	2,48** (1,40 à 4,37)
Vit avec un enfant	3,81* (1,28 à 11,39)	2,17* (1,13 à 4,18)	1,92 (0,99 à 3,75)	1,85 (0,95 à 3,63)
Difficulté à parcourir 400 mètres	6,57** (1,86 à 23,13)	0,70 (0,27 à 1,13)	0,67 (0,22 à 2,02)	0,70 (0,23 à 2,09)
Au moins une limitation dans les AVQ	3,08** (1,58 à 6,01)	2,72* (1,12 à 6,62)	2,30 (0,92 à 5,75)	2,14 (0,85 à 5,39)
Au moins deux chutes	2,51* (1,17 à 5,38)	1,38 (0,74 à 2,57)	1,40 (0,75 à 2,64)	1,40 (0,74 à 2,65)
Consommation quotidienne d'alcool	4,70** (1,88 à 11,74)	7,02** (2,43 à 20,29)	6,53** (2,21 à 19,26)	6,83** (2,30 à 20,23)
IMC : obésité	2,16** (1,23 à 3,80)	2,25** (1,27 à 4,00)	2,26** (1,97 à 6,40)	2,22** (1,23 à 4,00)
Violence au cours de la vie infligée par un membre de la famille	4,16** (2,52 à 6,85)		3,55** (1,97 à 6,40)	3,07** (1,66 à 5,67)
Toxicomanie parentale	2,16** (1,33 à 3,52)			1,48 (0,82 à 2,67)
Divorce des parents dans l'enfance	3,32** (1,45 à 7,59)			2,79* (1,06 à 7,31)

Abréviations : AVQ, activités de la vie quotidienne; IMC, indice de masse corporelle.

Remarques : Les catégories de référence sont les suivantes : homme, jamais marié ou célibataire, vit avec le conjoint seulement, aucune difficulté à parcourir 400 mètres, aucune difficulté à accomplir les activités de la vie quotidienne, aucune chute au cours des douze derniers mois, aucune consommation d'alcool, IMC normal, aucune violence au cours de la vie infligée par un membre de la famille, n'a pas été témoin de consommation excessive d'alcool ou de drogues par les parents, pas de divorce des parents durant l'enfance.

Le premier modèle multivarié intègre de nombreuses caractéristiques sociodémographiques et établit une corrélation entre l'état de santé et le comportement lié à la santé. Le deuxième modèle est basé sur le modèle 1 avec ajout de la violence au cours de la vie infligée par un membre de la famille. Le troisième modèle est basé sur le modèle 2 avec ajout des conditions défavorables durant l'enfance. Tous les modèles multivariés ont été ajustés pour tenir compte du statut vis-à-vis de l'immigration (né à l'extérieur du Canada), du niveau de scolarité, de la profession et du revenu.

*$p < 0,05$; **$p < 0,01$.

sont le fait d'être une femme, l'autoévaluation d'un revenu insuffisant, vivre avec un enfant, des relations de mauvaise qualité avec les membres de la famille et les amis et avoir été témoin de violence physique entre les membres de la famille durant l'enfance (tableau 5). Le fait d'avoir subi de la violence au cours de la vie accroît également la probabilité d'être victime de violence psychologique actuelle de la part d'un membre de la famille (RC = 2,68; IC à 95 % : de 1,54 à 4,61). L'association entre le fait de vivre avec un enfant ou d'autres personnes et la variable réponse est considérablement réduite dans le modèle multivarié ajusté en fonction des caractéristiques personnelles ou interpersonnelles (modèle 1) et elle n'a plus d'importance dans le modèle définitif. L'ajout des variables de l'expérience de violence passée et des conditions défavorables durant l'enfance n'a pas modifié les associations entre les caractéristiques actuelles et la variable réponse.

Violence au cours de la vie infligée par un membre de la famille

Le fait d'être une femme, d'être veuve, séparée ou divorcée, l'autoévaluation d'un revenu insuffisant, des difficultés en lien

TABLEAU 5
Rapports de cotes dans les modèles bivariés et multivariés pour les facteurs personnels et interpersonnels ayant une corrélation avec la violence psychologique actuelle infligée par un membre de la famille

	Rapport de cotes (intervalle de confiance à 95 %)			
	Modèles bivariés (non ajustés)	Modèle 1 multivarié ajusté	Modèle 2 multivarié ajusté	Modèle 3 multivarié ajusté
Femme	1,74* (1,07 à 2,84)	2,00* (1,12 à 3,56)	1,84* (1,03 à 3,30)	1,83* (1,02 à 3,30)
Revenu considéré comme insuffisant	2,76** (1,31 à 5,83)	2,30 (0,97 à 5,48)	2,16 (0,90 à 5,18)	2,17 (0,90 à 5,24)
Vit avec enfants ou autres personnes	4,79** (1,48 à 15,47)	2,04* (1,06 à 3,92)	1,88 (0,97 à 3,64)	1,80 (0,92 à 3,50)
Relations de mauvaise qualité	2,11** (1,30 à 3,42)	2,06** (1,24 à 3,42)	2,01** (1,21 à 3,36)	1,95* (1,16 à 3,26)
Violence au cours de la vie infligée par un conjoint	2,68** (1,54 à 4,61)		2,34** (1,31 à 4,20)	2,29** (1,27 à 4,12)
Témoin de violence au foyer dans l'enfance	2,33** (1,33 à 4,09)			2,20* (1,19 à 4,07)

Remarques : Les catégories de référence sont les suivantes : homme, revenu considéré comme suffisant, vit avec conjoint seulement, très bonnes relations, aucune expérience antérieure de violence infligée par un conjoint, n'a jamais été témoin de violence domestique. Le premier modèle multivarié intègre de nombreuses caractéristiques sociodémographiques et établit une corrélation entre l'état de santé et le comportement lié à la santé. Le deuxième modèle est basé sur le modèle 1 avec ajout de la violence au cours de la vie infligée par un membre de la famille. Le troisième modèle est basé sur le modèle 2 avec ajout des conditions défavorables durant l'enfance. Tous les modèles multivariés ont été ajustés pour tenir compte du statut vis-à-vis de l'immigration (né à l'extérieur du Canada), du niveau de scolarité, de la profession et du revenu.

*$p < 0,05$; **$p < 0,01$.

avec la mobilité ou l'accomplissement des activités de la vie quotidienne et enfin le tabagisme sont toutes des variables qui augmentent le risque d'être victime de violence au cours de la vie de la part d'un membre de la famille, tout comme une piètre qualité et une faible quantité de relations (tableau 6). Des conditions éprouvantes vécues durant l'enfance comme la faim, le divorce des parents, la toxicomanie parentale et le fait d'avoir été témoin de violence domestique sont d'importants prédicteurs de violence au cours de la vie de la part d'un membre de la famille. Dans le modèle multivarié intégrant toutes les caractéristiques actuelles (modèle 1), le fait d'être une femme, d'avoir peu d'amis et des relations de mauvaise qualité avec sa famille et ses amis ainsi que de connaître des limitations dans les activités de la vie quotidienne sont toutes des variables associées de manière indépendante à la violence au cours de la vie infligée par un membre de la famille. Une expérience de violence au cours de la vie infligée par un conjoint s'est révélée étroitement liée à la violence exercée par un membre de la famille au cours de la vie (RCA = 3,58; IC à 95 % : de 1,88 à 6,83). Le fait d'être témoin de violence domestique durant l'enfance demeure le plus important facteur de risque de subir de la violence au cours de la vie de la part d'un membre de la famille (RCA : 9,46; IC à 95 % : de 5,11 à 17,52).

Analyse

Dans cette étude canadienne sur les aînés résidant dans la collectivité, nous rendons compte des corrélats personnels et interpersonnels de la violence en adoptant une approche fondée sur le parcours de vie. À notre connaissance, il s'agit de la première étude à utiliser un vaste éventail d'indicateurs liés à des expériences éprouvantes durant l'enfance pour déterminer les corrélats de la violence envers les aînés. Nos résultats permettent de cerner les facteurs de risque de violence potentiellement modifiables. Nos estimations de la fréquence de la violence donnent à penser qu'un grand nombre de personnes ayant été victimes de violence physique et psychologique par le passé continuent de risquer de subir de la violence en vieillissant. Nous avons constaté des taux de violence semblables à ceux rapportés dans la littérature[6], selon lesquels la violence psychologique est plus fréquente que la violence physique. En outre, la violence au cours de la vie infligée par un membre de la famille s'est révélée plus répandue que la violence au cours de la vie exercée par un conjoint, alors que la violence actuelle infligée par un conjoint s'est révélée plus fréquente que la violence actuelle infligée par un membre de la famille.

Nous avons repéré plusieurs facteurs systématiquement associés à la violence psychologique actuelle et à la violence au

TABLEAU 6
Rapports de cotes dans les modèles bivariés et multivariés pour les facteurs personnels et interpersonnels ayant une corrélation avec la violence au cours de la vie infligée par un membre de la famille

	Rapport de cotes (intervalle de confiance à 95 %)			
	Modèles bivariés (non ajustés)	Modèle 1 multivarié ajusté	Modèle 2 multivarié ajusté	Modèle 3 multivarié ajusté
Femme	2,28** (1,41 à 3,69)	2,12** (1,17 à 3,82)	1,90* (1,05 à 3,45)	1,96* (1,02 à 3,78)
Veuve	2,34* (1,22 à 4,51)	1,64 (0,79 à 3,40)	1,61 (0,76 à 3,37)	1,79 (0,79 à 4,05)
Divorcée ou séparée	2,63** (1,55 à 4,44)	1,62 (0,89 à 2,96)	1,23 (0,65 à 2,32)	1,17 (0,58 à 2,36)
Revenu convenable	2,46** (1,51 à 4,01)	2,28** (1,31 à 3,97)	2,22** (1,27 à 3,88)	2,24* (1,19 à 4,22)
Revenu insuffisant	3,41** (1,55 à 7,53)	1,95 (0,71 à 5,31)	1,95 (0,71 à 5,36)	2,39 (0,76 à 7,46)
Peu de relations	4,51** (1,97 à 10,34)	4,22** (1,65 à 10,78)	4,28** (1,64 à 11,17)	3,92* (1,34 à 11,42)
Mauvaises relations	2,47** (1,54 à 3,97)	2,27** (1,34 à 3,84)	2,22** (1,30 à 3,78)	2,11* (1,15 à 3,86)
Difficulté à parcourir 400 mètres	3,01** (1,41 à 6,41)	1,07 (0,35 à 2,95)	1,01 (0,34 à 2,98)	1,08 (0,31 à 3,77)
Au moins une limitation dans les AVQ	4,70** (2,44 à 9,05)	2,48* (1,05 à 5,84)	2,13 (0,89 à 5,10)	1,53 (0,58 à 4,05)
Fumeur	2,90** (1,52 à 5,54)	2,15 (1,00 à 4,63)	2,16 (1,00 à 4,69)	1,94 (0,82 à 4,62)
Violence au cours de la vie infligée par un conjoint	4,16** (2,52 à 6,85)		3,48** (1,96 à 6,19)	3,58** (1,88 à 6,83)
Faim durant l'enfance	4,46** (2,20 à 9,01)			1,61 (0,58 à 4,44)
Toxicomanie parentale	4,03** (2,46 à 6,60)			1,57 (0,81 à 3,04)
Divorce des parents durant l'enfance	3,69** (1,57 à 8,71)			1,89 (0,60 à 5,97)
Témoin de violence domestique durant l'enfance	12,54** (7,63 à 20,6)			9,46** (5,11 à 17,52)

Abréviation : AVQ, activités de la vie quotidienne.

Remarques : Les catégories de références sont les suivantes : homme, marié, revenu suffisant, très bonnes relations, aucune difficulté à parcourir 400 mètres, aucune difficulté à accomplir les activités de la vie quotidienne, aucune expérience de violence antérieure infligée par un conjoint, aucune faim durant l'enfance, pas de divorce des parents durant l'enfance, n'a pas été témoin de consommation abusive d'alcool ou de drogues de la part des parents, n'a jamais été témoin de violence domestique.

Le premier modèle multivarié intègre de nombreuses caractéristiques sociodémographiques et établit une corrélation entre l'état de santé et le comportement lié à la santé. Le deuxième modèle est basé sur le modèle 1 avec ajout de la violence au cours de la vie infligée par un membre de la famille. Le troisième modèle est basé sur le modèle 2 avec ajout des conditions défavorables durant l'enfance. Tous les modèles multivariés ont été ajustés pour tenir compte du statut vis-à-vis de l'immigration (né à l'extérieur du Canada), du niveau de scolarité, de la profession et du revenu.

*$p < 0,05$; **$p < 0,01$.

cours de la vie ainsi qu'un certain nombre de facteurs associés à l'une ou à l'autre. À l'exception des risques associés à la violence psychologique actuelle exercée par un conjoint, les femmes participant à notre étude présentaient un risque plus élevé que les hommes, constatations comparables à celles d'autres études selon lesquelles les femmes présentent un risque plus important de subir toutes les formes de mauvais traitements[17] et des actes de violence verbale et physique[18,19]. Deux études constatent que les hommes présentent un risque accru de mauvais traitements[20,21] et une autre ne décèle aucune différence selon le sexe[22], mais il est difficile d'interpréter leurs résultats étant donné que, dans l'une[20], les facteurs de confusion possible comme la condition de vie et l'état de santé n'ont pas été vérifiés et que, dans une autre[22], on n'a sans doute pas été en mesure de détecter un effet en raison de la faible proportion d'hommes dans la population à l'étude. Chose intéressante, le fait d'être une femme est une variable qui n'était *pas* associée au risque de violence psychologique actuelle de la part d'un conjoint. Cela s'explique peut-être par le fait que les conflits relationnels se règlent de plus en plus souvent par un divorce ou une séparation ou encore par la mort au fur et à mesure que nous vieillissons. Nous avons aussi fait l'hypothèse que certains risques associés à la violence actuelle infligée par un conjoint s'appliquent indifféremment aux hommes et aux femmes ou sont plus courants chez les hommes (p. ex. le stress lié à la cohabitation de la personne soignante et de la victime, l'isolement social, l'abus d'alcool ou d'autres drogues par l'auteur des actes de violence, l'altération des fonctions mentales ou la déficience physique)[23].

Plusieurs facteurs sont systématiquement associés à la violence psychologique actuelle et à la violence au cours de la vie. Les aînés participant à notre étude couraient un risque accru de vivre un épisode de violence physique ou psychologique impliquant un membre de leur famille s'ils avaient été victimes de violence conjugale, été témoins de violence entre les membres de leur famille au cours de leur enfance et eu de mauvaises relations avec leur famille et leurs amis. Ces risques de violence familiale étaient présents que l'épisode de violence se soit produit au cours des six derniers mois ou antérieurement. Pour ce qui est de la violence conjugale, la consommation quotidienne d'alcool s'est révélé le seul facteur associé systématiquement à des épisodes de violence actuelle et passée de cette nature. Cependant, une expérience antérieure de violence s'est révélée aussi être un facteur commun, étant donné que la violence conjugale passée est associée à la violence conjugale actuelle et que la violence familiale passée est associée à la violence conjugale au cours de la vie.

Nous avons également constaté que l'établissement et l'entretien de relations étroites tout au long de la vie étaient associés à un taux plus faible de violence conjugale et familiale.

À notre connaissance, notre étude est la première à traiter du rôle que joue la qualité de la relation avec le conjoint dans la violence à l'égard des aînés. Plusieurs petites études sur les pourvoyeurs de soins aux aînés qui n'établissent aucune différence entre les types de pourvoyeurs de soins (conjoint ou une autre personne) constatent que les personnes usant de violence verbale sont plus susceptibles de faire état d'une mauvaise relation avec la victime avant son handicap que celles n'usant pas de violence[24]. La qualité de l'union des participants à notre étude a été évaluée par des questions abordant le sentiment de respect, d'appréciation et de compréhension de la part du conjoint, et cette qualité de l'union compte parmi les corrélats de violence conjugale actuelle les plus importants. Cette constatation rejoint celle d'autres études démontrant une augmentation importante du risque de violence physique, psychologique et générale chez les aînés faisant état de fréquentes disputes ou de mauvaises relations avec leur famille[6,17,21]. Ceci montre bien que les relations entre conjoints sont un facteur de préoccupation essentiel quand on s'attaque à la violence conjugale, sachant que cette association est indépendante du comportement individuel et de l'état fonctionnel lié à la santé.

Nos résultats révèlent à quel point le parcours de vie est un facteur important d'explication des corrélats de la violence conjugale et familiale chez les aînés canadiens. En fait, une expérience de violence au cours de la vie et des conditions défavorables durant l'enfance semblent être de manière indépendante les corrélats de la violence psychologique actuelle chez les aînés les plus importants. Selon deux autres études canadiennes abordant la violence à l'égard des aînés dans une perspective incluant le parcours de vie, une expérience antérieure de violence augmente considérablement le risque de violence actuelle. D'après une étude sur les 55 ans et plus, les personnes ayant déclaré avoir été victimes de mauvais traitements avant l'âge de 18 ans présentaient un risque plus important de subir des mauvais traitements à un âge avancé, indépendamment des autres facteurs[22]. De même, d'après un échantillon davantage représentatif de Canadiens de 65 à 80 ans résidant dans la collectivité, les personnes ayant déclaré un incident d'agression sexuelle avant l'âge de 60 ans présentaient un risque accru d'avoir été récemment victime d'une agression physique[7]. Selon les recherches actuelles, avoir subi des agressions durant l'enfance a une influence sur les relations intimes ultérieures et accroît la probabilité de subir des agressions plus tard, surtout chez les femmes[25]. Comme de nombreux aînés sont ou ont été victimes de violence familiale et conjugale au cours de leur vie, les efforts de prévention et les politiques devraient viser à briser le cycle de la violence à ses premières étapes.

Notre étude est l'une des premières à documenter les conséquences à long terme des circonstances éprouvantes en début de vie sur la violence conjugale et familiale ultérieure chez les aînés canadiens. Au sein de notre cohorte, les personnes ayant vu leurs parents divorcer durant leur enfance étaient près de trois fois plus nombreuses à déclarer une expérience de violence conjugale au cours de leur vie, ce qui donne à penser que l'éclatement précoce d'une famille est un indicateur de difficultés générales durant l'enfance et qu'il a des effets à long terme. En outre, même si la consommation d'alcool ou de drogues par les parents pendant l'enfance a peu d'importance par rapport à d'autres facteurs, elle semble avoir des conséquences ultérieures, accroissant ainsi le risque d'exposition à la violence conjugale et familiale au cours de la vie. En particulier, le fait d'être témoin durant

l'enfance de violence entre les membres de la famille est le prédicteur le plus important de violence familiale à l'âge adulte. D'autres études ne portant pas sur des aînés en particulier semblent renforcer ce fait : les mauvais traitements subis durant l'enfance ou le fait d'être témoin de violence entre les parents sont étroitement et de manière indépendante associés à de la violence physique et émotionnelle récente infligée par un conjoint[26]. Nos constatations sont conformes à celles d'une littérature de plus en plus abondante qui décrit bien comment le fait de vivre des expériences difficiles durant l'enfance a des conséquences cumulatives, persistantes et néfastes sur de nombreux aspects du bien-être physique et mental des adultes[27].

Notre étude révèle également un certain nombre de corrélats indépendants de la violence psychologique actuelle et de la violence au cours de la vie, dont les conditions de logement et un mauvais état de santé ou fonctionnel. Le fait d'habiter avec un conjoint et des enfants et/ou d'autres personnes constitue un corrélat indépendant de violence conjugale, ce qui semble indiquer la présence de tensions liées aux espaces communs et une dépendance économique des aînés par rapport aux autres membres du ménage. En fait, les tensions associées au couple, à la famille et aux enfants ainsi qu'à la santé comptent parmi les facteurs de stress les plus fréquemment cités comme étant à l'origine des agressions entre conjoints[28]. De plus, les problèmes fonctionnels, comme les chutes (plus de deux chutes au cours des douze derniers mois) et les problèmes de mobilité (difficulté à parcourir 400 mètres) sont fortement corrélés à la violence conjugale actuelle. Ces résultats donnent à penser que les éléments de stress additionnels liés aux incapacités découlant du vieillissement peuvent être éprouvants pour une relation. Ces constatations sont appuyées par la littérature : les personnes vivant avec un handicap, dont les aînés, risquent généralement davantage de subir des agressions que les personnes physiquement aptes. Ainsi, les aînés handicapés ou ayant besoin d'aide pour accomplir les activités de la vie quotidienne pourraient être particulièrement vulnérables à des agressions de la part de leurs pourvoyeurs de soins, en l'occurrence leur conjoint[29]. Cette association entre l'état fonctionnel et la violence peut indiquer que les éléments de stress inhérents à l'incapacité peuvent se traduire par de la violence conjugale. Trouver des moyens d'atténuer la pression sur le pourvoyeur de soins pourrait donc avoir un effet bénéfique et réduire le risque de violence.

Limites

Nos méthodes d'échantillonnage peuvent avoir contribué à l'existence d'un biais léger à moyen de sélection dans l'étude, entraînant une sous-estimation ou une surestimation du degré d'association entre certaines variables et la violence. Notre échantillon, composé de personnes volontaires, n'est peut-être pas représentatif de la population des aînés résidant dans la collectivité en ce qui a trait aux variables mesurées. Par exemple, les critères d'exclusion fondée sur l'état cognitif ont écarté de l'étude les aînés souffrant d'un handicap grave. Pour ce qui est du biais de non-réponse possible, nous pensons que le taux de réponse à notre étude est plus élevé chez les personnes plus instruites. Si les personnes moins instruites de notre échantillon avaient déclaré plus fréquemment avoir été victimes de violence, ces différences dans le taux de réponse auraient effectivement joué sur nos estimations. Les déclarations rétrospectives de violence au cours de la vie et d'expériences difficiles durant l'enfance pourraient aussi avoir fait l'objet d'un biais de rappel, mais l'exclusion des personnes susceptibles d'être atteintes de démence devrait l'avoir réduit au minimum. La désirabilité sociale menant à une sous-déclaration de la violence ne peut être exclue en raison de la possibilité réelle que des participants n'aient pas voulu révéler les comportements négatifs de leur conjoint ou des membres de leur famille. Nous avons dû combiner dans notre étude la violence physique et psychologique interpersonnelle afin d'augmenter le nombre de cas par catégorie. Une revue systématique récente donne à penser que de nombreux facteurs de risque sont associés à la violence qu'elle qu'en soit la forme (psychologique, physique, sexuelle, financière ou négligence)[30]. Néanmoins, des recherches ultérieures devraient analyser soigneusement les différences potentielles dans les corrélats spécifiques à chaque forme de violence interpersonnelle. La faible prévalence absolue de violence physique dans nos résultats devrait également être interprétée avec prudence.

De plus, en raison de la capacité limitée de notre étude, nous n'avons pas pu rendre compte de l'effet des interactions entre les corrélats de l'étude sur les mesures d'association estimées. Les autres facteurs déterminants qui n'ont pas été pris en compte sont l'état de dépendance de la victime à l'égard de l'auteur d'actes de violence (et vice versa), les caractéristiques de l'auteur d'actes de violence (p. ex. santé mentale et stress associé à la charge que représentent les soins) ainsi que d'autres caractéristiques personnelles et socioculturelles[31].

Conclusion

Le nombre de recherches canadiennes traitant de la violence interpersonnelle spécifiquement chez les aînés est faible. Nous avons créé une liste exhaustive, pour les aînés canadiens résidant dans la collectivité, des corrélats potentiels personnels et interpersonnels à la violence interpersonnelle et nous avons mesuré les associations les plus constantes à la violence actuelle et au cours de la vie que les participants avaient déclaré avoir subie. Déterminer quels facteurs agissent sur les plans personnel et interpersonnel pourrait aider à prévenir la violence psychologique actuelle, par exemple en usant de stratégies destinées à promouvoir les attitudes, convictions et comportements permettant de réduire les conflits et d'encourager les aptitudes à résoudre les problèmes[16]. Le fait que certains aînés aient été victimes de violence à la fois conjugale et familiale au cours de leur vie illustre l'existence de parcours de violence cumulative. Comme Johannesen et LoGiudice[32] l'affirment, les liens entre les types de violence à différentes étapes du parcours de vie et les différents modes de maltraitance doivent être cernés et mieux compris afin d'élaborer des programmes de prévention appropriés et de réaliser des interventions adaptées aux enfants, aux femmes et aux familles.

Remerciements

Les auteurs tiennent à remercier les collaborateurs suivants de l'Agence de la santé publique du Canada pour leur assistance technique et leur aide à la conception de l'étude : Simone Powell, gestionnaire des politiques sur les aînés, Pamela Ponic, analyste principale de la section Prévention des blessures et Suzanne Hindmarch, gestionnaire de la section Politique, planification et affaires intergouvernementales au bureau régional de l'Ontario. Cette recherche a été financée par les instituts de recherche en santé du Canada (IRSC). Nous tenons à remercier tous les participants à l'étude pour leur engagement et le temps qu'ils ont consacré à cette recherche.

Références

1. Krug EG, Mercy JA, Dahlberg LL, Zwi AB. The world report on violence and health. Lancet. 2002;360(9339):1083-1088.

2. Pittaway E, Westhues A. The prevalence of elder abuse and neglect of older adults who accessed health and social services in London, Ontario, Canada. J Elder Abuse Negl. 1993;5(4) 77-93.

3. Poole C, Rietschlin J. Intimate partner victimization among adults aged 60 and older: an analysis of the 1999 and 2004 General Social Survey. J Elder Abuse Negl. 2012;24(2): 120-137.

4. Dauvergne M. La violence familiale envers les personnes âgées. Dans : Statistique Canada, Centre canadien de la statistique juridique (dir.), La violence familiale au Canada : un profil statistique 2002. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2002. p. 26-33. [Statistique Canada, n° 85-224-XIE].

5. Grauerholz L. An ecological approach to understanding sexual revictimization: linking personal, interpersonal, and sociocultural factors and processes. Child Maltreat. 2000;5(1):5-17.

6. Acierno R, Hernandez MA, Amstadter AB, et collab. Prevalence and correlates of emotional, physical, sexual, and financial abuse and potential neglect in the United States: the National Elder Mistreatment Study. Am J Public Health. 2010;100(2):292-297.

7. Brozowski K, Hall DR. Aging and risk: physical and sexual abuse of elders in Canada. J Interpers Violence. 2010;25(7): 1183-1199.

8. Roustit C, Renahy E, Guernec G, Lesieur S, Parizot I, Chauvin P. Exposure to interparental violence and psychosocial maladjustment in the adult life course: advocacy for early prevention. J Epidemiol Community Health. 2009;63(7):563-568.

9. Bonomi AE, Thompson RS, Anderson M, et al. Intimate partner violence and women's physical, mental, and social functioning. Am J Prev Med. 2006;30(6):458-466.

10. Walsh CA, Ploeg J, Lohfeld L, Horne J, MacMillan H, Lai D. Violence across the lifespan: interconnections among forms of abuse as described by marginalized Canadian elders and their care-givers. Brit J Soc Work. 2007;37(3):491-514.

11. Bardwell J, Sherin K, Sinacore J, M., Zitter R, Shakil A. Screening for domestic violence in family medicine. J Advocate Health Care. 1999;1(1):5-7.

12. Pluijm SMF, Bardage C, Nikula S et collab. A harmonized measure of activities of daily living was a reliable and valid instrument for comparing disability in older people across countries. J Clin Epidemiol. 2005;58(10): 1015-1023.

13. Nagi SZ. An epidemiology of disability among adults in the United States. Milbank Mem Fund Q Health Soc. 1976;54(4):439-467.

14. Delbaere K, Close JC, Mikolaizak AS, Sachdev PS, Brodaty H, Lord SR. The Falls Efficacy Scale International (FES-I). A comprehensive longitudinal validation study. Age Ageing. 2010;39(2):210-216.

15. Alvarado BE, Zunzunegui M, Béland F, Bamvita J. Life course social and health conditions linked to frailty in Latin American older men and women. J Gerontol A Biol Sci Med Sci. 2008;63(12):1399-1406.

16. Centers for Disease Control and Prevention. The social-ecological model: a framework for prevention. Atlanta (GA) : National Center for Injury Prevention and Control; [consultation le 17 juillet 2013] Consultable à la page: http://www.cdc.gov/violenceprevention/overview/social-ecologicalmodel.html

17. Pérez-Cárceles MD, Rubio L, Pereniguez JE, Pérez-Flores D, Osuna E, Luna A. Suspicion of elder abuse in South Eastern Spain: the extent and risk factors. Arch Gerontol Geriatr. 2009;49(1):132-137.

18. Chokkanathan S, Lee AE. Elder mistreatment in urban India: a community based study. J Elder Abuse Neglect. 2006;17(2): 45-61.

19. Laumann EO, Leitsch SA, Waite LJ. Elder mistreatment in the United States: prevalence estimates from a nationally representative study. J Gerontol B Psycholl Sci Soc Sci. 2008;63(4):S248-S254.

20. Pillemer K, Finkelhor D. The prevalence of elder abuse: a random sample survey. Gerontologist. 1988;28(1):51-57.

21. Oh J, Kim HS, Martins D, Kim H. A study of elder abuse in Korea. Int J Nurs Stud. 2006; 43(2):203-214.

22. McDonald L, Thomas C. Elder abuse through a life course lens. Int Psychogeriatr. 2013;25(8):1235-1243.

23. Reeves KA, Desmarais SL, Nicholls TL, Douglas KS. Intimate partner abuse of older men: considerations for the assessment of risk. J Elder Abuse Negl. 2007;19(1-2):7-27.

24. Compton S, Flanagan P, Gregg W. Elder abuse in people with dementia in Northern Ireland: prevalence and predictors in cases referred to a psychiatry of old age service. Int J Geriatr Psychiatry. 1997;12(6):632-635.

25. Carbone-López KC. In, out, and in again? A life course understanding of women's violent relationships. 2013. Thèse de doctorat non publiée, Département de sociologie, University of Minnesota, Twin Cities (MN). Document n° 240918.

26. Bensley L, Van Eenwyk J, Wynkoop Simmons K. Childhood family violence history and women's risk for intimate partner violence and poor health. Am J Prev Med. 2003; 25(1):38-44.

27. Felitti M, Vincent J, Anda M et collab. Relationship of childhood abuse and household dysfunction to many of the leading causes of death in adults. The Adverse Childhood Experiences (ACE) Study. Am J Prev Med. 1998; 14(4):245-258.

28. Flynn A, Graham K. "Why did it happen?" A review and conceptual framework for research on perpetrators' and victims' explanations for intimate partner violence. Aggress Violent Behav. 2010;15(3):239-251.

29. Amstadter AB, Zajac K, Strachan M, Hernandez MA, Kilpatrick DG, Acierno R. Prevalence and correlates of elder mistreatment in South Carolina: the South Carolina Elder Mistreatment Study. J Interpers Violence. 2011;26(15):2947-2972.

30. National Research Council. Elder mistreatment: abuse, neglect, and exploitation in an aging America. Washington (DC) : The National Academies Press; 2003.

31. Williams LM. Understanding child abuse and violence against women: a life course perspective. J Interpers Violence. 2003;18(4): 441-451.

32. Johannesen M, LoGiudice D. Elder abuse: a systematic review of risk factors in community-dwelling elders. Age Aging. 2013;42:292-298.

Estimation de l'exhaustivité des données de facturation des médecins pour la détermination des cas de diabète au moyen des données sur les médicaments d'ordonnance

L. M. Lix, Ph. D. (1); J. P. Kuwornu, M. Sc. (1); K. Kroeker, B. Sc. (1); G. Kephart, Ph. D. (2); K. C. Sikdar, Ph. D. (3); M. Smith, M. Sc. (4); H. Quan, Ph. D. (3, 5)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Diffuser cet article sur Twitter

Résumé

Introduction : Les changements dans les politiques de remboursement des médecins peuvent faire obstacle à la collecte des données administratives de facturation des médecins, ce qui pourrait mener à des estimations biaisées de la prévalence et de l'incidence des maladies. L'ampleur de cette perte potentielle de données demeure cependant largement inconnue. Notre étude vise à estimer l'exhaustivité de la couverture des cas de maladie pour le Manitoba par les médecins rémunérés à l'acte (RA) et par les médecins non rémunérés à l'acte (NRA).

Méthodes : Les données administratives du Manitoba ont servi à créer une cohorte dont les membres (20 ans et plus) devaient avoir pris un nouveau médicament pour le diabète entre le 1er avril 2007 et le 31 mars 2009. Ces membres ont été classés par mode de paiement du médecin prescripteur (c'est-à-dire rémunérés à l'acte ou non rémunérés à l'acte), puis selon s'ils avaient ou non reçu de diagnostic de diabète d'après les données de facturation des médecins et des dossiers d'hôpitaux. On a utilisé des analyses statistiques χ^2 pour tester les différences de caractéristiques entre les deux groupes.

Résultats : La cohorte se composait de 12 394 individus, dont 86,4 % avaient reçu une ordonnance de médicament pour le diabète d'un médecin RA. Au total, 1 172 médecins (81,8 % RA) ont prescrit ce type de médicaments pour la cohorte. Les membres de la cohorte ayant reçu une ordonnance d'un médecin RA étaient plus âgés et plus susceptibles de résider dans la région sanitaire de Winnipeg que ceux qui avaient reçu une ordonnance d'un médecin NRA. Un plus grand pourcentage de cas traités par des médecins NRA n'avait pas reçu de diagnostic de diabète (18,7 %, contre 14,9 % pour les médecins RA).

Conclusion : Les résultats suggèrent une perte minimale de données de facturation des médecins associée aux politiques de rémunération au Manitoba. Cette méthode d'évaluation de l'exhaustivité des données pourrait être appliquée à d'autres maladies chroniques et à d'autres secteurs de compétence.

Mots-clés : maladies chroniques, dossiers médicaux, surveillance, qualité des données

Points saillants

- Les données de facturation des médecins sont utiles pour la recherche et la surveillance relatives à la santé des Canadiens.
- Il y a davantage de médecins payés de diverses façons, et nombreux sont ceux qui passent d'une rémunération à l'acte (RA) à d'autres formes de rémunération (NRA). Les données de facturation des médecins peuvent ne pas comporter d'information sur les contacts avec leurs patients dans le cas des médecins NRA.
- Nous avons utilisé les dossiers sur les médicaments d'ordonnance prescrits aux patients diabétiques pour estimer l'exhaustivité des données de facturation des médecins au Manitoba.
- 14,9 % des personnes ayant reçu une ordonnance pour le diabète d'un médecin RA n'avaient pas obtenu de diagnostic de diabète au cours des deux années précédant et des deux années suivant cette ordonnance.
- 18,7 % des personnes ayant reçu une ordonnance pour le diabète d'un médecin NRA n'avaient pas obtenu de diagnostic de diabète au cours des deux années précédant et des deux années suivant l'ordonnance.
- Les résultats suggèrent que la perte de données en raison de données de facturation manquantes est faible. Cependant, cette perte signifie que l'incidence est sous-estimée.

Introduction

Les données administratives électroniques sur la santé sont largement utilisées au Canada et ailleurs dans le monde pour mener des recherches et exercer une surveillance sur les maladies chroniques à l'échelle des populations[1,2]. Ces données sont appréciées pour plusieurs raisons : elles sont à jour, elles contiennent des

Rattachement des auteurs :

1. Département des sciences de la santé communautaire, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada
2. Département de santé communautaire et d'épidémiologie, Université Dalhousie, Halifax (Nouvelle-Écosse), Canada
3. Institut de cardiologie Libin de l'Alberta, Université de Calgary, Calgary (Alberta), Canada
4. Centre d'élaboration de la politique des soins de santé du Manitoba, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada
5. Département de sciences de la santé communautaire, Université de Calgary, Calgary (Alberta), Canada

Correspondance: Lisa M. Lix, Département de sciences de la santé communautaire, S113-750 Bannatyne Avenue, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba) R3E 0W3; tél. : 204-789-3573; téléc. : 204-789-3905; courriel : lisa.lix@med.umanitoba.ca

renseignements sur de nombreuses personnes et elles sont relativement peu coûteuses d'accès et d'utilisation. Les données électroniques de facturation des médecins, qui correspondent aux dossiers de facturation ou aux factures relatives aux consultations externes, constituent une importante source d'information pour la recherche et la surveillance, parce que la grande majorité des personnes ayant une maladie chronique consulte régulièrement son médecin pour la gestion et le traitement de sa maladie.

Toutefois, la qualité des données administratives sur la santé disponibles pour la recherche et la surveillance a été remise en question, ce qui a entraîné un certain nombre d'études sur le sujet. La plupart de ces études ont porté sur la validité de l'information diagnostique[3-6], alors que plusieurs autres aspects de la qualité doivent également être évalués pour s'assurer que les données sont adaptées à la recherche et à la surveillance. Par exemple, il est essentiel de recueillir des données complètes sur une population pour garantir que les recherches et les résultats de surveillance sont objectifs. Des lacunes en matière d'intégralité des données peuvent entraîner des problèmes d'estimation semblables à ceux rencontrés avec les biais de non-réponse dans les données d'enquête[7].

Les renseignements contenus dans les données de facturation des médecins sont utilisés pour rémunérer les médecins rémunérés à l'acte (RA) pour les services qu'ils fournissent aux patients. Les médecins non rémunérés à l'acte (NRA), qui reçoivent un salaire ou sont payés par contrat, utilisent souvent un processus de facturation fictive dans lequel ils soumettent des factures parallèles. Toutefois, ce processus ne permet pas toujours de saisir systématiquement les renseignements sur les services de santé fournis. Une étude de 2009 a rapporté une sous-estimation de l'incidence du diabète en raison de la nature incomplète des données de facturation fictives de l'Ontario[8]. Cependant, l'ampleur de ce problème reste inconnue. Les systèmes de soins de santé nationaux et internationaux adoptant de plus en plus de nouveaux modèles de prestation des services de soins primaires et de nouveaux modes de paiement des médecins, la cueillette de données complètes sur les services rendus par les médecins est menacée[9].

Le but de notre étude était d'estimer le degré d'exhaustivité de la cueillette de données sur les cas de maladie chronique associée à la facturation fictive manquante des médecins NRA dans les données administratives sur la santé. Notre étude porte spécifiquement sur le diabète car les codes de diagnostic dans les données administratives ont offert une bonne sensibilité et une bonne spécificité pour la détermination des cas de cette maladie et que la surveillance du diabète à l'aide de données administratives électroniques est une question qui suscite de l'intérêt dans le monde entier[5].

Méthode

Sources de données

Nous avons utilisé des données de la province du Manitoba, dont la population est d'environ 1,2 million de personnes selon le recensement de Statistique Canada de 2011. Le Manitoba Centre for Health Policy abrite de nombreuses bases de données administratives électroniques pouvant être jumelées en préservant l'anonymat au moyen d'un numéro d'identification personnelle de santé (NIPS) unique. Le Manitoba, comme d'autres provinces canadiennes, offre un système universel de soins de santé, ce qui signifie que pratiquement toute la population de cette province est inscrite pour recevoir des services de soins de santé.

Les médecins RA soumettent toutes leurs factures au ministère de la Santé de la province. Les médecins rémunérés selon d'autres méthodes (NRA) sont tenus de soumettre des factures fictives en parallèle au ministère de la Santé, mais on ignore dans quelle mesure cette exigence est respectée, puisque la rémunération de ces médecins ne dépend pas de cette présentation de factures et que les réclamations fictives ne font habituellement pas l'objet d'un audit. Un diagnostic unique est enregistré pour chaque réclamation à l'aide des codes de la *Classification Internationale des Maladies, 9e révision, modification clinique* (CIM-9-CM). Les registres de congés des hôpitaux, qui sont remplis lorsqu'un patient sort d'un établissement de soins actifs, contiennent des diagnostics enregistrés à l'aide des codes de la *Classification Internationale des Maladies, 10e révision, version canadienne* (CIM-10-CA). Chaque enregistrement contient jusqu'à 25 diagnostics. Les dossiers sur les médicaments d'ordonnance proviennent du Réseau pharmaceutique informatisé (RPI), une base de données électronique centralisée de points de vente reliant toutes les pharmacies de détail du Manitoba. Pour chaque prescription remplie, de l'information est recueillie, notamment la date, les caractéristiques du médicament (comme la posologie et le numéro d'identification du médicament) et le numéro d'identification du prescripteur. Le registre de population contient les dates de couverture de l'assurance maladie et des données personnelles telles que la date de naissance, le sexe et le lieu de résidence. Le registre des fournisseurs contient des instantanés trimestriels des caractéristiques des médecins ainsi que leur date de naissance, leur spécialité, leur lieu de pratique, leur numéro d'identification de fournisseur et leurs modalités de paiement. Nous avons utilisé la mise à jour la plus récente du registre pour notre étude, celle concernant le premier trimestre (janvier à mars) 2009.

Les données administratives sur la santé du Manitoba ont déjà été largement utilisées dans le cadre de recherches sur les maladies chroniques et d'études de surveillance[10-12].

Nous avons reçu l'approbation éthique du Comité d'éthique de la recherche en santé de l'Université du Manitoba ainsi que la permission d'accéder aux données de l'étude par le Comité de la protection des renseignements médicaux du Manitoba.

Cohorte étudiée

Nous avons monté une cohorte de cas incidents de diabète diagnostiqués chez les adultes à partir des dossiers sur les médicaments d'ordonnance, dossiers qui ont démontré une excellente sensibilité pour la détermination des cas de diabète[13]. Les critères d'inclusion dans cette cohorte étaient : 1) au moins une ordonnance avec

le code A10 de la classification Anatomique Thérapeutique Chimique (ATC) (soit les médicaments pour le diabète) durant la période d'observation de deux ans couvrant les exercices 2007-2008 et 2008-2009 (un exercice s'étendant du 1er avril au 31 mars), 2) une couverture d'assurance continue pendant la période de deux ans avant et la période de deux ans après la date de l'ordonnance de référence, c'est-à-dire la date à laquelle un médicament prescrit pour le diabète a été entré pour la première fois dans la base de données du RPI au cours de la période d'observation et 3) être âgé d'au moins 20 ans révolus à la date de l'ordonnance de référence. Les individus étaient exclus de l'étude s'ils avaient reçu une ordonnance portant le code A10 de la classification ATC dans les 730 jours précédant la date de cette ordonnance de référence.

Le code A10 de la classification ATC concerne les hypoglycémiants, tels que la metformine, les insulines et les médicaments similaires, mais ne s'applique pas aux fournitures comme les bandelettes de test glycémique. Une étude de 2009 a utilisé une période d'un an pour exclure les cas non incidents[8], mais nous avons étendu cette période à deux ans afin d'accroître la probabilité que les membres de la cohorte aient reçu une ordonnance concernant un médicament pour le diabète pour la première fois.

Le numéro d'identification du prescripteur associé à l'ordonnance de référence de médicaments pour le diabète a été jumelé, en respectant l'anonymat, au numéro correspondant dans le registre des fournisseurs de soins, afin de déterminer le mode de paiement du médecin (RA ou RNA). On a exclu les individus lorsque le mode de paiement de leur fournisseur de soins ayant fait leur ordonnance de référence n'avait pas été consigné dans le registre. Les membres de la cohorte ont été répartis en deux groupes mutuellement exclusifs : ceux dont l'ordonnance de référence provenait d'un médecin RA et ceux dont l'ordonnance de référence provenait d'un médecin RNA.

Variables à l'étude

L'identification des diagnostics de diabète dans les données administratives a été faite à l'aide de la définition de cas de diabète du Système national de surveillance des maladies chroniques (SNSMC), selon laquelle une hospitalisation ou deux réclamations de facturation d'un médecin portant le code CIM-9 250.00 ou le code E10-E14 de la CIM-10-CA sont requises en deux ans[4,14]. La date de diagnostic du diabète est la date d'enregistrement de ce diagnostic dans les dossiers d'hôpital ou la date de premier diagnostic dans les dossiers de facturation d'un médecin. Les membres de la cohorte répondant aux exigences de la définition de cas et pour qui le diagnostic de diabète a été posé entre deux ans avant et deux ans après la date de l'ordonnance de référence ont été classés comme des cas inclus. Tous les autres ont été classés comme des cas non inclus.

La cohorte a été caractérisée par son profil sociodémographique : groupe d'âge, sexe, quintile de revenu et région sanitaire de résidence. Deux groupes d'âge ont été distingués, les moins de 65 ans et les 65 ans et plus. Le quintile de revenu est une mesure spatialisée basée sur le revenu moyen des ménages selon le recensement de Statistique Canada. Le code postal des individus extrait du registre de population est associé à une aire de diffusion (AD), la plus petite unité géographique de diffusion des données du recensement. La population du Manitoba a ensuite été répartie en cinq groupes à peu près égaux selon le revenu moyen des ménages de leur AD[15], séparément pour les populations urbaines et rurales. La région sanitaire de résidence a été définie comme étant Winnipeg ou autre que Winnipeg. Cette dernière englobe quatre régions sanitaires rurales : Entre-les-Lacs et de l'Est, Nord, Prairies Mountain et Santé Sud. Les réserves des Premières Nations sont principalement situées à l'extérieur de la région sanitaire de Winnipeg. Toutes les mesures des caractéristiques sociodémographiques ont été prises à la date de l'ordonnance de référence.

Étant donné que les patients avec un diabète plus avancé (c'est-à-dire plus de comorbidité) étaient plus susceptibles d'être détectés au moyen de la définition de cas du Système national de surveillance des maladies chroniques (SNSMC)[8], nous avons examiné la prévalence de certaines conditions de comorbidité cardiovasculaire dans la cohorte à l'aide des diagnostics figurant dans les registres de congés des hôpitaux. Ces conditions comprenaient l'hypertension (CIM-10-CA I10-I13, I15), l'insuffisance cardiaque congestive (CIM-10-CA J50), les syndromes coronariens aigus (CIM-10-CA J21, J22, J23, J24.9, J20.0, J20.1), les maladies cérébrovasculaires, l'accident vasculaire cérébral (p. ex. : CIM-10-CA J60, J61, J63, J64) et la fibrillation auriculaire (CIM-10-CA I48). Toutefois, puisque la fréquence était assez faible pour certains états de santé, nous les avons classés dans la catégorie « hypertension uniquement » et « toutes les conditions de comorbidité cardiovasculaire ».

Les médecins qui ont prescrit des médicaments pour le diabète aux membres de la cohorte de l'étude ont été caractérisés par leur sexe, leur groupe d'âge (moins de 35 ans, 35-60 ans ou 61 ans et plus), leur région sanitaire de pratique (Winnipeg ou autre que Winnipeg) et leur spécialité (spécialiste ou généraliste). La mesure de toutes les caractéristiques des médecins a également été effectuée à la date de l'ordonnance de référence.

Analyses statistiques

Nous avons décrit la cohorte d'étude et leurs médecins prescripteurs en utilisant des fréquences et des pourcentages. Un test du χ^2 a été utilisé pour déterminer les différences entre les caractéristiques du groupe de médecins RA et celles du groupe de médecins NRA. Nous avons estimé le pourcentage de membres de la cohorte dont le diagnostic de diabète était manquant et pour la cohorte dans son ensemble, et par groupe d'âge.

Nous avons estimé le taux d'incidence brut du diabète pour la population adulte (20 ans et plus) du Manitoba en 2007-2008 et 2008-2009 à l'aide de la définition de cas du SNSMC. Le dénominateur était la population totale d'adultes du registre de l'état civil du Manitoba. Nous avons calculé le taux observé et les taux ajustés pour les cas non inclus.

Toutes les analyses ont été effectuées à l'aide du logiciel SAS, version 9.3 (SAS Institute, Cary, Caroline du Nord, États-Unis).

Résultats

Au total, 73 719 personnes ont reçu une ordonnance pour le diabète en 2007-2008 ou 2008-2009. Après l'application de nos critères d'exclusion (c.-à-d. aucune couverture d'assurance maladie provinciale continue [8,0 %]; consommation de médicaments pour le diabète durant les 730 jours précédant la date de l'ordonnance de référence [74,3 %]; moins de 20 ans à la date de l'ordonnance de référence [0,4 %]; ordonnance de référence rédigée par un médecin dont le mode de paiement n'a pu être élucidé [0,5 %]), 12 394 personnes ont été maintenues dans la cohorte.

La majorité (86,4 %) des membres de la cohorte de l'étude ont reçu leur ordonnance de référence d'un médecin RA (tableau 1). En général, les personnes dont l'ordonnance de référence émanait d'un médecin RA étaient plus susceptibles que celles dont l'ordonnance de référence émanait d'un médecin NRA d'être plus âgées, de résider à Winnipeg et de faire partie du quintile de revenu urbain le plus faible ($p < 0,001$ dans tous les cas).

Au total, 1 172 médecins ont prescrit des médicaments pour le diabète à au moins un membre de la cohorte durant la période d'observation (tableau 2). En moyenne, chaque médecin RA a remis une ordonnance à 11,2 membres de la cohorte et chaque médecin NRA a remis une ordonnance à 7,9 membres de la cohorte. Par rapport aux médecins NRA, les médecins RA étaient plus susceptibles d'être plus âgés, d'être des spécialistes et de pratiquer à Winnipeg ($p < 0,001$ dans tous les cas). Il n'y avait pas de différence entre le sexe des médecins RA et celui des médecins NRA ($p = 0,086$).

Un pourcentage plus élevé de membres de la cohorte n'ayant pas reçu de diagnostic ont obtenu leur ordonnance de référence d'un médecin NRA plutôt que d'un médecin RA (18,7 % contre 14,9 %; $p < 0,001$; tableau 3). Dans l'analyse stratifiée selon l'âge, un pourcentage plus élevé de membres de la cohorte âgés de moins de 65 ans n'ayant pas reçu de diagnostic a été observé pour la cohorte NRA par rapport à la cohorte RA (20,4 % contre 16,5 %; $p < 0,001$). Les pourcentages pour les 65 ans et plus n'étaient pas significativement différents ($p = 0,174$).

Les membres de la cohorte n'ayant pas reçu de diagnostic et dont l'ordonnance de référence provenait d'un médecin NRA étaient plus susceptibles d'être de sexe masculin, de ne pas résider à Winnipeg et d'appartenir au quintile de revenu rural le plus faible, par rapport à ceux dont l'ordonnance de référence provenait d'un médecin RA ($p < 0,001$; tableau 4).

Parmi les membres de la cohorte dont l'ordonnance de référence provenait d'un médecin NR, ceux dont le diagnostic avait été enregistré dans les données administratives étaient plus susceptibles d'avoir été hospitalisés pour des maladies cardiovasculaires comorbides que ceux qui n'avaient pas reçu de diagnostic ($p < 0,001$; tableau 5). De même, les membres de la cohorte NRA dont le diagnostic avait été enregistré étaient plus susceptibles d'avoir été hospitalisés pour maladies cardiovasculaires comorbides que ceux qui n'avaient pas reçu de diagnostic ($p < 0,001$).

En se fondant sur la définition de cas de diabète du SNSMC, 12 877 nouveaux cas de diabète adultes (20 ans et plus) diagnostiqués ont été décelés au Manitoba au cours des exercices 2007-2008 et 2008-2009, soit un taux d'incidence brut observé de 1,6 % (figure 1). Après ajustement pour tenir compte des cas non inclus des médecins NRA, ce taux est passé à 1,7 %, et après ajustement pour tenir compte des cas non inclus des médecins RA et NRA, il est passé à 1,9 %.

Analyse

Dans l'ensemble, les médecins NRA ont prescrit moins de médicaments pour le

TABLEAU 1
Caractéristiques de la cohorte de l'étude, par mode de rémunération du médecin prescripteur

Caractéristiques	Cohorte		
	Médecins RA n (%)	Médecins NRA n (%)	Tous les médecins n (%)
Total[a]	10 714 (86,4)	1680 (13,6)	12 394 (100,0)
Groupe d'âge (ans)**			
20-64	7733 (72,2)	1305 (77,7)	9038 (72,9)
65 et plus	2981 (27,8)	375 (22,3)	3356 (27,1)
Sexe*			
Hommes	5468 (51,0)	907 (54,0)	6375 (51,4)
Femmes	5246 (49,0)	773 (46,0)	6019 (48,6)
Région sanitaire**			
Winnipeg	6403 (59,8)	339 (20,2)	6742 (54,4)
Autre que Winnipeg	4311 (40,2)	1341 (79,8)	5652 (45,6)
Quintile de revenu**			
T1/T2 zone urbaine (le plus faible)	3079 (28,7)	191 (11,4)	3270 (26,4)
T3 zone urbaine	1206 (11,3)	58 (3,5)	1264 (10,2)
T4/T5 zone urbaine (le plus élevé)	2136 (19,9)	76 (4,5)	2212 (17,8)
T1/T2 zone rurale (le plus faible)	1636 (15,3)	754 (44,9)	2390 (19,3)
T3 zone rurale	785 (7,3)	192 (11,4)	977 (7,9)
T4/T5 zone rurale (le plus élevé)	1085 (10,1)	347 (20,7)	1432 (11,6)
Données manquantes	787 (7,4)	62 (3,6)	849 (6,8)

Abréviations : RA, rémunéré à l'acte; NRA, non rémunéré à l'acte.

[a] Les pourcentages pour cette ligne sont basés sur le total de la rangée; tous les autres pourcentages du tableau sont basés sur les totaux des colonnes pour chaque variable.

*$p < 0,05$.

**$p < 0,001$.

TABLEAU 2
Caractéristiques des médecins qui ont prescrit des médicaments pour le diabète aux membres de la cohorte de l'étude, par mode de rémunération

Caractéristiques	Cohorte		
	Médecins RA n (%)	Médecins NRA n (%)	Tous les médecins n (%)
Total[a]	959 (81,8)	213 (18,2)	1172 (100,0)
Groupe d'âge (ans)**			
Moins de 35	124(12,9)	38 (17,8)	162 (13,8)
35-60	689 (71,9)	167 (78,4)	856 (73,0)
61 et plus	146 (15,2)	8 (3,8)	154 (13,1)
Sexe			
Hommes	664 (69,2)	134 (62,9)	798 (68,1)
Femmes	295 (30,8)	79 (37,1)	374 (31,9)
Spécialité**			
Spécialiste	211 (22,0)	16 (7,5)	227 (19,4)
Omnipraticien	727 (75,8)	187 (87,8)	914 (78,0)
Données manquantes	21 (2,2)	10 (4,7)	31 (2,6)
Région sanitaire**			
Winnipeg	645 (67,3)	76 (35,7)	721 (61,5)
Autre que Winnipeg	314 (32,7)	137 (64,3)	451 (38,5)

Abréviations : RA, rémunéré à l'acte; NRA, non rémunéré à l'acte.

Remarque : Une variable sans astérisque indique qu'il n'y a pas de différence statistiquement significative entre les groupes RA et NRA.

[a] Les pourcentages pour cette ligne sont basés sur le total de la rangée; tous les autres pourcentages du tableau sont basés sur les totaux des colonnes pour chaque variable.

**$p < 0{,}001$.

diabète au Manitoba au cours de la période d'étude que les médecins RA, les deux groupes de médecins différant en termes d'âge, de spécialité et de région sanitaire de pratique. Un plus grand pourcentage de médecins NRA pratiquait dans des régions sanitaires à l'extérieur de Winnipeg plutôt que dans la région sanitaire de Winnipeg, probablement en raison de programmes provinciaux qui fournissent aux médecins d'autres modes de paiement afin de les inciter à travailler dans les régions rurales et éloignées de la province.

TABLEAU 3
Cohorte de l'étude avec diagnostic de diabète inclus ou non inclus par groupe d'âge et par mode de rémunération du médecin prescripteur

Groupe d'âge	Cohorte	
	Médecins RA n (%)	Médecins NRA n (%)
20-64 ans**		
Présence de diagnostic	6458 (83,5)	1039 (79,6)
Absence de diagnostic	1275 (16,5)	266 (20,4)
65 ans et plus		
Présence de diagnostic	2661 (89,3)	326 (86,9)
Absence de diagnostic	320 (10,7)	49 (13,1)
Tous les âges**		
Présence de diagnostic	9119 (85,1)	1365 (81,3)
Absence de diagnostic	1595 (14,9)	315 (18,7)

Abréviations : RA, rémunéré à l'acte; NRA, non rémunéré à l'acte.

Remarques : les cas ont été classés comme inclus ou non inclus en fonction de la présence ou de l'absence d'un diagnostic de diabète dans les données de facturation des médecins et les registres de congés des hôpitaux. Un groupe d'âge sans astérisque indique qu'il n'y a pas de différence statistiquement significative entre les groupes RA et NRA.

**$p < 0{,}001$.

Lorsque nous avons utilisé les dossiers sur les médicaments d'ordonnance comme source de données de référence, nous nous sommes aperçus que les données sur le diagnostic de diabète étaient incomplètes pour les membres de la cohorte qui avaient été vus à la fois par un médecin RA et par un médecin NRA, bien que les médecins NRA soient plus nombreux à n'avoir pas inclus de diagnostic. Les causes possibles de l'absence de diagnostic sont un biais d'erreur de classification en raison d'une sensibilité imparfaite de l'information de diagnostic et un biais de données manquantes en raison du peu de médecins NRA ayant fourni des factures fictives. En supposant que la sensibilité des diagnostics de diabète soit la même pour les médecins RA et NRA, les résultats suggèrent que 3,8 % de la facturation des médecins était manquante au Manitoba en raison d'un manque de facturation fictive. Il y avait des différences dans les pourcentages de cas non inclus par groupe d'âge pour les médecins RA et NRA, ce qui suggère une sensibilité de détermination différente entre les membres de la cohorte les plus jeunes et les membres les plus âgés.

Une étude antérieure effectuée à l'aide des données de facturation des médecins de l'Ontario[8] a révélé que 23,7 % des cas de diabète diagnostiqués n'apparaissaient pas dans les données de facturation des médecins NRA. Pour notre part, nous avons découvert 18,7 % de diagnostics manquants dans les données de facturation des médecins NRA du Manitoba. L'étude de l'Ontario était axée exclusivement sur l'examen des diagnostics manquants des médecins NRA, tandis que notre étude a comparé les médecins RA et NRA. L'inclusion des médecins RA permet d'aborder la question des effets de la facturation fictive sur la proportion de diagnostics de diabète manquants dans les données de facturation des médecins. L'étude ontarienne a également utilisé des périodes de suivi variables pour saisir les diagnostics de diabète avant et après la date de l'ordonnance pour le diabète, jusqu'à un maximum de neuf ans. En

TABLEAU 4
Caractéristiques des membres de la cohorte pour lesquels il n'y a pas de diagnostic de diabète dans les données administratives par mode de rémunération du médecin prescripteur

Caractéristiques	Cohorte		
	Médecins RA n (%)	Médecins NRA n (%)	Tous les médecins n (%)
Total[a]	1595 (83,5)	315 (16,5)	1910 (100,0)
Groupe d'âge (ans)**			
20-64	1275 (79,9)	266 (84,4)	1541 (81,0)
65 et plus	320 (20,1)	49 (15,6)	369 (19,0)
Sexe*			
Hommes	444 (27,8)	146 (46,3)	590 (30,9)
Femmes	1151 (72,2)	169 (53,7)	1320 (69,1)
Région sanitaire**			
Winnipeg	847 (53,1)	56 (17,8)	903 (47,3)
Autre que Winnipeg	748 (46,9)	259 (82,2)	1007 (52,7)
Quintile de revenu**			
T1/T2 zone urbaine (le plus faible)	411 (25,8)	34 (10,8)	445 (23,3)
T3 Zone urbaine	174 (10,9)	10 (3,2)	184 (9,6)
T4/T5 zone urbaine (le plus élevé)	269 (16,9)	7 (2,2)	276 (14,5)
T1/T2 zone rurale (le plus faible)	330 (20,7)	165 (52,4)	495 (25,9)
T3 zone rurale	112 (7,0)	37 (11,7)	149 (7,8)
T4/T5 zone rurale (le plus élevé)	176 (11,0)	53 (16,8)	229 (12,0)
Données manquantes	123 (7,7)	9 (2,9)	132 (6,9)

Abréviations : RA, rémunéré à l'acte; NRA, non rémunéré à l'acte.

Remarque : Une variable sans astérisque indique qu'il n'y a pas de différence statistiquement significative entre les groupes RA et NRA.

[a] Les pourcentages pour cette rangée sont basés sur le total de la rangée; tous les autres pourcentages du tableau sont basés sur les totaux des colonnes pour chaque variable.

*$p < 0,05$.

**$p < 0,001$.

outre, contrairement à l'étude de l'Ontario, qui ne portait que sur la population plus âgée (65 ans et plus), nous avons inclus tous les individus âgés de 20 ans et plus et étudié les données manquantes dans les deux groupes d'âge, les plus jeunes et les plus âgés. Nous avons constaté qu'il y avait un pourcentage plus élevé de diagnostics omis dans le groupe d'âge le plus jeune, ce qui ne surprend pas puisque les personnes âgées sont plus susceptibles d'avoir une charge de morbidité plus grande et, par conséquent, d'être hospitalisées ou d'avoir des contacts réguliers avec un médecin de soins primaires.

TABLEAU 5
Affections comorbides sélectionnées chez les individus avec diagnostic de diabète inclus et non inclus

Affection comorbide	Cohorte	
	Présence de diagnostic	Absence de diagnostic
	Médecins RA n (%)	
Hypertension**	662 (7,3)	75 (4,7)
Maladie cardiovasculaire[a]**	839 (9,2)	94 (5,9)
	Médecins NRA n (%)	
Hypertension**	100 (7,3)	6 (1,9)
Maladie cardiovasculaire[a]**	122 (8,9)	9 (2,9)

Abréviations : RA, rémunéré à l'acte; NRA, non rémunéré à l'acte.

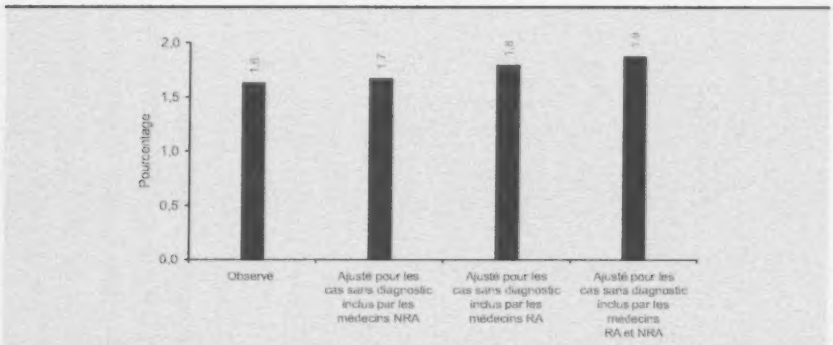
[a] Les maladies cardiovasculaires sont ici l'insuffisance cardiaque congestive, l'hypertension, le syndrome coronarien aigu, la maladie cérébrovasculaire (accident vasculaire cérébral) et la fibrillation auriculaire.

**$p < 0,001$.

Cette étude ayant fait la preuve d'une perte de données associée à un manque de facturation fictive par les médecins NRA, il est important d'examiner des stratégies d'adaptation des estimations de la prévalence et de l'incidence pour pallier cette sous-estimation potentielle. L'une des stratégies consiste à utiliser d'autres données basées sur la population, comme les dossiers médicaux électroniques, qui sont de plus en plus utilisés pour mener des recherches sur les maladies chroniques à l'échelle de la population et exercer une surveillance sur les maladies chroniques[17], et les sources de données sur les médicaments d'ordonnance, pour compléter les dossiers de facturation des médecins concernant la surveillance des maladies. Par exemple, en nous basant sur la définition de cas du SNSMC, nous avons estimé le taux d'incidence brut du diabète à 1,6 % chez les 20 ans et plus au Manitoba au cours de la période d'étude. Quand on a ajouté les cas obtenus à partir des données sur les médicaments d'ordonnance pour tenir compte de la sous-estimation, ce taux d'incidence est passé à 1,9 %.

Par ailleurs, des études de simulation et de modélisation prédictive pourraient être utilisées pour produire des estimations ajustées de la prévalence de la maladie, comme cela a été fait dans des recherches precedents[18,19]. Plus précisément, nous avons constaté que les caractéristiques du patient et du médecin différaient significativement entre les groupes de médecins RA et NRA. Nous avons également constaté que la présence d'affections comorbides cardiovasculaires était associée au fait que le diagnostic de diabète du patient cadre ou non avec la définition de cas du SNSMC. Ces facteurs pourraient être inclus dans les modèles prédictifs pour estimer la prévalence de la maladie. Dans une étude récente[20], nous avons inclus les caractéristiques des médecins dans les modèles prédictifs pour ajuster

FIGURE 1
Incidence du diabète brut (%) dans la population adulte (20 ans et plus) du Manitoba, 2007-2008 et 2008-2009



Abréviations : **RA, rémunéré à l'acte; NRA, non rémunéré à l'acte.**

la sous-estimation de la prévalence du diabète due à la perte de données de facturation des médecins.

Points forts et limites

Notre étude comporte certaines limites. D'abord, les médecins ont été classés comme étant soit RA soit NRA, mais certains médecins sont susceptible d'utiliser les deux types de rémunération conjointement ou de passer d'un mode de rémunération à l'autre. Étant donné que nous n'avons utilisé que les données relatives aux ordonnances pour le diabète de deux exercices, la possibilité d'un changement de mode de paiement des médecins au cours de la période d'étude est probablement minime, mais le Manitoba Provider Registry ne nous permet pas d'isoler les médecins pouvant recevoir les deux types de rémunération.

Deuxièmement, les résultats peuvent être sensibles aux définitions utilisées pour la détermination des cas omis et non omis. Nous avons fait une analyse sur une période de deux ans avant et de deux ans après l'ordonnance de référence, pour s'aligner avec la définition de cas de diabète du SNSMC utilisée dans les données administratives sur la santé. Bien qu'il soit possible que des personnes non diabétiques reçoivent une ordonnance d'un médicament pour traiter le diabète, c'est improbable : une recherche précédente a montré une excellente spécificité et une excellente sensibilité des dossiers de médicaments d'ordonnance pour la détermination des cas de diabète[13]. Enfin, les patients diabétiques dont le traitement consiste uniquement à modifier leur style de vie ne figurent pas dans les données relatives aux médicaments d'ordonnance. Le fait qu'une affection chronique puisse être traitée en modifiant seulement les habitudes de vie constitue un problème général de sous-estimation de cette affection lorsqu'on utilise des données administratives pour en estimer la prévalence ou l'incidence.

Conclusion

Dans cette étude, nous avons adopté une approche basée sur la population pour évaluer l'exhaustivité des données de facturation des médecins dans le cadre de l'étude des maladies chroniques. Nous nous sommes appuyés sur des données relatives aux médicaments sur ordonnance pour en évaluer l'exhaustivité, cette source étant bien connue pour sa sensibilité dans la détermination des cas de diabète[13]. Notre étude a montré que la perte de données en raison de la facturation fictive omise est faible, et que cette perte de données contribue à une sous-estimation de l'incidence de la maladie. La méthode que nous avons utilisée peut être facilement appliquée à d'autres périodes et à des données provenant d'autres provinces ou territoires. Les résultats obtenus pour le diabète pourraient aussi être comparés aux résultats obtenus pour d'autres affections de santé chroniques afin d'obtenir des conclusions d'ensemble à propos de l'exhaustivité des données.

Remerciements

Les auteurs souhaitent remercier le Centre d'élaboration et d'évaluation de la politique des soins de santé du Manitoba pour l'utilisation des données contenues dans le Population Health Research Data Repository (Projet de Human Immunology Project Consortium n° 2012/2013-04). Les résultats et les conclusions sont ceux des auteurs, et on ne devrait les attribuer ni officiellement ni de manière sous-entendue au Centre d'élaboration et d'évaluation de la politique des soins de santé du Manitoba, à Santé Manitoba ou aux autres fournisseurs de données.

Cette recherche est financée par les Instituts de recherche en santé du Canada (n° de référence de financement : 123357). Lisa M. Lix est titulaire d'une chaire de recherche de Recherche Manitoba. Les bailleurs de fonds n'ont joué aucun rôle dans la conduite de la recherche ou dans la préparation du manuscrit.

Références

1. Virnig BA, Mcbean M. Administrative data for public health surveillance and planning. Annu Rev Public Health. 2001;22:213-230.

2. Wasilevich Dombkowski KJ, EA, Lyon-Callo S, Nguyen Medvesky TQ, MG, Lee MA. Asthma surveillance using Medicaid administrative data: a call for a national framework. J Public Health Manag Pract. 2009;15(6): 485-93. DOI: 10.1097/PHH.0b013e3181a8c334.

3. Quan H, Khan N, Hemmelgarn BR et collab. Validation of a case definition to define hypertension using administrative data. Hypertension. 2009;54(6):1423-1428. DOI: 10.1161/HYPERTENSIONAHA.109.139279.

4. Hux JE, Ivis F, Flintoft V, Bica A. Diabetes in Ontario: determination of prevalence and incidence using a validated administrative data algorithm. Diabetes Care. 2002;25(3):512-516.

5. Saydah SH, Geiss LS, Tierney E, Benjamin SM, Engelgau M, Brancati F. Review of the performance of methods to identify diabetes cases among vital statistics, administrative, and survey data. Ann Epidemiol. 2004; 14(7):507-516.

6. Tu K, Campbell NR, Chen ZL, Cauch-Dudek KJ, McAlister FA. Accuracy of administrative databases in identifying patients with hypertension. Open Med. 2007;1(1):s18-26.

7. Gundgaard J, Ekholm O, Hansen EH, Rasmussen NK. The effect of non-response on estimates of health care utilisation: linking health surveys and registers. Eur J Public Health. 2008;18(2):189-194.

8. Alshammari AM, Hux JE. The impact of non-fee-for-service reimbursement on chronic disease surveillance using administrative data. Can J Public Heal. 2009;100(6):472-474.

9. Wranik DW, Durier-Copp M. Physician remuneration methods for family physicians in Canada: expected outcomes and lessons learned. Heal Care Anal. 2010;18(1):35-59. DOI: 10.1007/s10728-008-0105-9.

10. Bernstein CN, Blanchard JF, Rawsthorne P, Wajda A, Revision N, Modification C. Epidemiology of Crohn's Disease and ulcerative colitis in a central Canadian province: a population-based study. Am J Epidemiol. 1999;149(10):916-924.

11. Robinson JR, Young TK, Roos LL, Gelskey DE, Robinson JR. Estimating the burden of disease data and self-reports administrative comparing. Med Care. 1997;35(9):932-947.

12. Lix Yogendran LM, MS, Leslie DEO et collab. Using multiple data features improved the validity of osteoporosis case ascertainment from administrative databases. J Clin Epidemiol. 2008;61(12):1250-1260.

13. Koleba T, Pohar SL, Johnson JA. Prescription drug data and the National Diabetes Surveillance System case definition. Can J Diabetes. 2007;31(1):47-53. DOI: 10.1016/S1499-2671(07)11010-8.

14. Clottey C, Mo F, LeBrun B, Mickelson P, Niles J, Robbins G. La mise sur pied du Système national de surveillance du diabète (SNSD) au Canada. Maladies chroniques au Canada. 2001;22(2):75-77.

15. Roos NP, Mustard CA. Variation in health and health care use by socioeconomic status in Winnipeg, Canada: does the system works well?. Yes and no. Milbank Q. 1997;75:89-111.

16. SAS Institute Inc. SAS/STAT 9.3 User's Guide. Cary (NC) : SAS Institute Inc.; 2011.

17. Desai JR, Wu P, Nichols GA, Lieu TA, O'Connor PJ. Diabetes and asthma case identification, validation, and representativeness when using electronic health data to construct registries for comparative effectiveness and epidemiologic research. Med Care. 2012;50 Suppl:S30-S35. DOI: 10.1097/MLR.0b013e318259c011.

18. Das B, Clegg LX, Feuer EJ, Pickle LW. A new method to evaluate the completeness of case ascertainment by a cancer registry. Cancer Causes Control. 2008;19(5):515-525. DOI: 10.1007/s10552-008-9114-0.

19. Silcocks PB, Robinson D. Simulation modelling to validate the flow method for estimating completeness of case ascertainment by cancer registries. J Public Health. 2007; 29(4):455-462.

20. Lix LM, Yao X, Kephart G et collab. A prediction model to estimate completeness of electronic physician claims databases. BMJ Open. 2015;5:e006858 DOI: 10.1136/bmjopen-2014-006858.

Remerciements à nos évaluateurs de 2015

Nous tenons à remercier les personnes suivantes pour leur contribution inestimable en tant qu'évaluateurs pour la revue *Promotion de la santé et prévention des maladies chroniques au Canada* en 2015. Leur expertise contribue grandement à la qualité de notre revue et à la diffusion des nouvelles connaissances auprès de la communauté scientifique, au Canada comme à l'échelle internationale.

José Almirall
Shazhan Amed
Tracie Barnett
Lana Beasley
Julie Bernier
Beatrice Boucher
Aimée Campeau
Yue Chen
Kristin Connor
Sarah Connor Gorber
Chris de Gara
Jessica Di Giovanni
Maureen Dobbins
Frank Elgar
Tara Flemington
Sarah Flicker
Robert Gates
Danijela Gasevic
Jenny Gray
Martine Hébert
Kathleen Hegadoren
Margaret Herbert
Shelly L. Jackson
Ian Janssen
Teresa Janz
Janet Elizabeth Jull
Lisa Kakinami
Glenn Keays
Colin King
Richard Krugman
Eric Lavigne
Allana LeBlanc
Isra Levy
Karen Liller
Larisa Lotoski
Wei Luo
Patti-Jean Naylor
Candace Nykiforuk
Alison Macpherson
Steven McFaull
Nazeem Muhajarine
Gillian Mulvale
Martin Noël
Lawrence Paszat
Scott B. Patten
Louise Pelletier
Cheryl Peters
Jennifer Petkovic
William Pickett
Robert Platt
Keith Power
Robert Prosser
Kirstein Rummery
Kelly Russell
Tara Sampalli
Travis Saunders
Jerry A. Schultz
Kevin Schwartz
Mark Smith
Richard Stanwick
Michael Stevenson
Larry Svenson
Wendy Thompson
Ellen Toth
Paul Veugelers
Charlotte Waddell
Christine Walsh
Darren Warburton
Sharon Warren
Christine White
Helene White
Andreas T. Wielgosz
Russell Wilkins

Autres publications de l'ASPC

Les chercheurs de l'Agence de la santé publique du Canada contribuent également à des travaux publiés dans d'autres revues. Voici quelques articles publiés en 2015.

Abelsohn K, Benoit AC, Conway T, [...] **Ogunnaike-Cooke S** et collab. 'Hear(Ing) new voices': peer reflections from community-based survey development with women living with HIV. Prog Community Health Partnersh. 2015;9(4):561-9. Résumé consultable à la page : http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/26639382

Munene LE, Dumais L, Esslinger K, **Jones-Mclean E** et collab. Un outil de surveillance pour évaluer les régimes alimentaires selon Bien manger avec le Guide alimentaire canadien. Rapports sur la santé. 2015;26(11):13-22. Résumé consultable à la page : http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/26583693